

**VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA**  
**EKONOMICKÁ FAKULTA**

**KATEDRA FINANCÍ**

Ekonometrická analýza vzájemných vazeb akciových trhů  
zemí střední Evropy v kontextu finanční krize  
Econometric Analysis of the Interaction of the Central European  
Equity Markets in the Context of the Financial Crisis

Student: Ondřej Jílek  
Vedoucí diplomové práce: Ing. Petr Sedlá, Ph. D.

Ostrava 2014

VŠB - Technická univerzita Ostrava

Ekonomická fakulta

Katedra financí

## Zadání diplomové práce

Student:

**Bc. Ondřej Jílek**

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T010 Finance

Specializace:

00 Finance

Téma:

**Ekonometrická analýza vzájemných vazeb akciových trhů zemí střední  
Evropy v kontextu finanční krize  
Econometric Analysis of Interactions of the Central European Equity  
Markets in the Context of the Financial Crisis**

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Význam a charakteristika akciových trhů
  3. Použité ekonometrické metody
  4. Datový soubor
  5. Výsledky empirické analýzy vzájemných vazeb akciových trhů
  6. Shrnutí výsledků
  7. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Seznam příloh  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- CAMPBELL, J., A. LO and C. MACKINLAY. *The Econometrics of Financial Markets*. 2nd ed. Princeton: Princeton University Press, 1997. 632 s. ISBN 0-691-04301-9.
- CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-8692-9439.
- RACHEV, S., S. MITTNIK, F. FABOZZI, S. FOCARDI and T. JASIC. *Financial econometrics: from basics to advanced modeling techniques*. 1st ed. Hoboken: John Wiley, 2007. 553 s. ISBN 878-0-471-78450-0.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

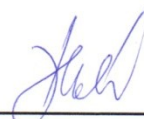
Vedoucí diplomové práce: **Ing. Petr Sed'a, Ph.D.**

Datum zadání: 22.11.2013

Datum odevzdání: 25.04.2014



Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně. Přílohy č. 1 a 2, dané mi k dispozici, jsem samostatně doplnil.“

Datum odevzdání: 25. dubna 2014

  
\_\_\_\_\_

podpis studenta

„Děkuji vedoucímu mé diplomové práce panu Ing. Petru Sedřovi, Ph.D. za odborné rady a připomínky, kterými přispěl k vypracování mé diplomové práce.“

## Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod .....</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>Význam a charakteristika akciových trhů .....</b>	<b>8</b>
2.1	Význam akciových trhů .....	8
2.2	Základní charakteristika a členění akciových trhů .....	9
2.3	Burzovní trhy .....	10
2.3.1	Základní charakteristika a význam burzovních trhů .....	10
2.3.2	Obchodování na burzovních trzích .....	11
2.4	Charakteristika vybraných akciových trhů .....	12
2.4.1	Český akciový trh .....	12
2.4.2	Polský akciový trh .....	13
2.4.3	Maďarský akciový trh .....	14
2.4.4	Americký akciový trh .....	15
2.4.5	Německý akciový trh .....	16
2.5	Obecná charakteristika a způsoby výpočtu akciových indexů .....	17
2.6	Charakteristika vybraných akciových indexů .....	19
2.6.1	Český index PX .....	19
2.6.2	Polský index WIG 20 .....	20
2.6.3	Maďarský index BUX .....	21
2.6.4	Americký index S&P 500 .....	22
2.6.5	Německý index DAX 30 .....	23
2.7	Ekonomické krize a akciové trhy .....	23
2.7.1	Typy krizí .....	23
2.7.2	Globální finanční krize v letech 2007 až 2009 .....	24
2.8	Přehled studií zabývajících se propojeností akciových trhů .....	25
<b>3</b>	<b>Použité ekonometrické metody .....</b>	<b>27</b>
3.1	Korelační analýza .....	27
3.2	Regresní analýza .....	28
3.2.1	Obecná charakteristika a postup zpracování regresní analýzy .....	28
3.2.2	Homoskedasticita a její testování pomocí Whiteova testu .....	29
3.2.3	Autokorelace a její testování pomocí Ljung-Box Q-testu .....	30

3.2.4	Normalita a její testování pomocí Jarque-Bera testu .....	32
<b>3.3</b>	<b>Kointegrační analýza .....</b>	<b>33</b>
3.3.1	Kointegrace a stacionarita časových řad .....	33
3.3.2	ADF test stacionarity .....	34
3.3.3	Engle-Grangerův kointegrační test .....	35
<b>3.4</b>	<b>Model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita.....</b>	<b>36</b>
3.4.1	Model vektorové autoregrese (VAR) .....	36
3.4.2	Grangerova kauzalita .....	39
<b>4</b>	<b>Datový soubor .....</b>	<b>42</b>
4.1	Obecný popis dat a základní charakteristika použitých časových řad..	42
4.2	Popisná statistika použitých časových řad.....	43
<b>5</b>	<b>Výsledky empirické analýzy vzájemných vazeb akciových trhů .....</b>	<b>50</b>
5.1	Korelační analýza .....	50
5.2	Regresní analýza.....	52
5.2.1	Výsledky regresní analýzy.....	52
5.2.2	Testování homoskedasticity pomocí Whiteova testu .....	54
5.2.3	Testování autokorelace pomocí Ljung-Box Q-testu .....	55
5.2.4	Testování normality pomocí Jarque-Bera testu .....	56
5.2.5	Vyhodnocení regresní analýzy .....	57
5.3	Kointegrační analýza .....	60
5.3.1	ADF test stacionarity .....	60
5.3.2	Engle-Grangerův kointegrační test .....	61
5.4	Model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita.....	64
5.4.1	Model vektorové autoregrese .....	64
5.4.2	Grangerova kauzalita .....	69
<b>6</b>	<b>Shrnutí výsledků .....</b>	<b>71</b>
<b>7</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>77</b>
	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>80</b>
	<b>Seznam zkratk.....</b>	<b>84</b>
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce</b>	

## Seznam příloh



# 1 Úvod

V rámci procesu globalizace světové ekonomiky dochází neustále k posilování integrace jednotlivých národních finančních trhů, jejichž nedílnou součástí jsou i trhy kapitálové. Rostoucí propojenost kapitálových trhů je důsledkem neustálé snahy o eliminaci překážek pro mezinárodní pohyb kapitálu prostřednictvím liberalizace světového obchodu a devizových režimů. Ke globalizaci ekonomiky přispívá také vývoj informačních a telekomunikačních technologií.

Díky liberalizaci ekonomiky a rozvoji technologií dochází k nárůstu mezinárodních investic a potažmo ke vzniku globálních trhů. Přelévání investičních prostředků mezi jednotlivými národními trhy však vede k jejich větší náchylnosti na zahraniční události a k přelévání šoků z jedné ekonomiky do druhé.

Vzhledem k propojenosti jednotlivých trhů se tak vytrácí smysl diverzifikace rizika prostřednictvím rozmělnění investic do více národních ekonomik. Vliv integrace kapitálových trhů na celkovou stabilitu respektive nestabilitu globální ekonomiky byl patrný při celosvětové ekonomické krizi v letech 2007 až 2009, která naplno ukázala hrozbu systémového rizika na globálních finančních trzích, jenž může vést až k destabilizaci reálné ekonomiky.

Integrace kapitálových trhů je zejména v posledním desetiletí častým tématem vědeckých výzkumů. Zabývá se jím řada významných institucí jako například Česká národní banka nebo Evropská centrální banka, které na téma integrace kapitálových trhů pravidelně zpracovávají analýzy. Zvláště významným tématem je pak stupeň provázanosti kapitálových trhů pro nové členské země Evropské unie, u nichž vzhledem k malým otevřeným ekonomikám dochází k rychlému přelévání finanční nákazy.

Cílem diplomové práce je analyzovat vzájemnou propojenost akciových trhů zemí střední Evropy reprezentované Českou republikou, Polskem a Maďarskem se zeměmi eurozóny zastoupenými největším německým trhem a USA pomocí vybraných ekonometrických metod v období od 5. 1. 2004 do 30. 12. 2013. V diplomové práci jsou použity týdenní zavírací kurzy akciových indexů PX, WIG 20, BUX, DAX 30 a S&P 500.

V souladu s cílem diplomové práce jsou vzájemné vazby akciových trhů zkoumány prostřednictvím korelační, regresní a kointegrační analýzy, modelu vektorové autoregrese a Grangerovy kauzality.

Z hlavního cíle předkládané diplomové práce vyplývá několik dílčích cílů, jenž jsou v práci řešeny:

- zhodnocení vlivu globální ekonomické krize na míru propojenosti akciových trhů,
- posouzení vzájemné závislosti středoevropských akciových trhů dle jednotlivých období,
- srovnání vlivu globálního akciového trhu a trhů eurozóny na středoevropské akciové trhy dle jednotlivých období.

Předkládaná diplomová práce byla tvořena pomocí systémového přístupu, jehož podstatou je spojení dílčích prvků v obsahově komplexní a srozumitelný celek. Při zpracování diplomové práce byly také použity klasické metody, jako je například indukce, jejímž prostřednictvím jsou z dílčích výsledků vyvozovány všeobecné závěry, nebo komparace, kdy srovnáváme jednotlivé výstupy. Při práci se zdroji byla rovněž využita metoda analýzy, jenž představuje podrobné zkoumání, a následně pak metoda syntézy, pomocí níž byly shrnuty získané poznatky.

Diplomová práce je členěna na sedm kapitol, přičemž první kapitolou je úvod, druhá a třetí kapitola tvoří teoreticko-metodologickou část, kapitola čtvrtá, pátá a šestá tvoří praktickou neboli aplikačně-ověřovací část a sedmou kapitolou je závěr.

V druhé kapitole je přiblížena podstata, význam a funkce akciových trhů. Součástí kapitoly je rovněž členění akciových trhů dle stupně jejich organizovanosti, přičemž největší pozornost je v souladu s tématem diplomové práce věnována sekundárnímu burzovnímu trhu. V rámci burzovních trhů je popsána jejich podstata a význam a rovněž jsou zde uvedeny základní poznatky o burzovním obchodování. Následně jsou charakterizovány burzovní (akciové) trhy, jejichž vzájemná propojenost je v diplomové práci zkoumána, tedy burzovní trhy České republiky, Polska a Maďarska jakožto zástupce střední Evropy a burzovní trhy USA a Německa, které byly pro účely naplnění cíle práce zvoleny jako benchmarková portfolia. Dále je provedena obecná charakteristika akciových indexů včetně popisu způsobů jejich výpočtu. V další části kapitoly jsou pak konkrétně rozebrány akciové indexy příslušející k jednotlivým akciovým trhům, jejichž vzájemná provázanost je v diplomové práci zkoumána. V souladu s cílem práce jsou popsány typy ekonomických krizí a příčiny, průběh a důsledky globální ekonomické krize z let 2007 až 2009. Nakonec je zpracován přehled studií zabývajících se provázaností akciových trhů.

Třetí metodologická část je zaměřena na podrobný popis použitých ekonometrických metod, pomocí kterých je v diplomové práci zkoumána vzájemná propojenost akciových trhů

zemí střední Evropy, USA a Německa. Nejprve je charakterizována korelační analýza, dále pak regresní analýza na základě modelu používaného Českou národní bankou. V rámci regresní analýzy jsou objasněny pojmy jako homoskedasticita, autokorelace a normalita reziduální složky a popsány způsoby jejich testování. Další část kapitoly je věnována kointegrační analýze a stacionaritě včetně postupu jejich testování. Na závěr kapitoly je objasněna podstata modelu vektorové autoregrese a s ním související Grangerovy kauzality neboli příčinné souvislosti mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu.

Ve čtvrté kapitole jsou stručně shrnuta obecná pravidla pro správný výběr dat včetně jejich možných nedostatků. Rovněž jsou zde přehledně charakterizovány v diplomové práci použité časové řady. Uvedená charakteristika zahrnuje například samotnou identifikaci použitých časových řad, konkrétně tedy akciových indexů, délku jednotlivých časových řad a jejich celkový počet, kdy pět základních časových řad je dále členěno na tři období (předkrizové, krizové a pokrizové), frekvenci dat v jednotlivých časových řadách a v neposlední řadě jsou zde uvedeny zdroje použitých dat. Součástí kapitoly je i popisná statistika obsahující informace o střední hodnotě, mediánu, maximálních a minimálních hodnotách, směrodatné odchylce, rozptylu, šikmosti, špičatosti a počtu pozorování jednotlivých časových řad. Na základě uvedených údajů jsou pak jednotlivé časové řady porovnávány mezi sebou především v rámci členění na předkrizové, krizové a pokrizové období.

Pátá kapitola je věnována praktické aplikaci statistických a ekonometrických metod popsaných ve třetí kapitole. Nejprve je ověřována vzájemná závislost všech v diplomové práci zkoumaných akciových trhů pomocí korelační analýzy. Dále je zpracována regresní analýza dle modelu aplikovaného ČNB, pomocí níž je zjišťována míra závislosti středoevropských akciových trhů na benchmarkových trzích USA a Německa jakožto zástupce eurozóny. Na jejím základě je otestována homoskedasticita náhodných složek pomocí Whiteova testu, autokorelace reziduí pomocí Ljung-Box  $Q$ -testu a normalita reziduí pomocí Jarque-Bera testu. Dle výsledků provedených testů je dále posouzena vypovídací schopnost jednotlivých modelů a posléze je uskutečněno celkové vyhodnocení výsledků regresní analýzy. Následně je učiněna kointegrační analýza, jejíž součástí je testování stacionarity původních časových řad zachycujících vývoj kurzů jednotlivých akciových indexů i časových řad jejich logaritmických výnosů pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. Míra provázanosti jednotlivých akciových trhů je pak v rámci kointegrační analýzy testována pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu. Nakonec je vypracován model vektorové autoregrese,

v rámci něhož je ověřena příčinná souvislost mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu.

Šestá kapitola je věnována přehlednému shrnutí všech výsledků z aplikační části v členění dle jednotlivých použitých metod. Je zde srovnána závislost středoevropských akciových trhů na sobě navzájem a jejich propojenost s globálním akciovým trhem reprezentovaným trhem USA a trhem eurozóny, který je aproximován německým akciovým trhem. Srovnání je učiněno v rámci jednotlivých období. Je zde vyhodnocen vliv globální ekonomické krize na propojenost jednotlivých akciových trhů. V závěru kapitoly je učiněno celkové shrnutí z jednotlivých výstupů.

V závěru jsou komplexně zhodnoceny dosažené výsledky v rámci naplnění cíle diplomové práce.

Veškeré výpočty, jenž jsou v diplomové práci obsaženy, jsou provedeny v prostředí Microsoft Office Excel 2007 a Eviews 7.2.

## **2 Význam a charakteristika akciových trhů**

V této kapitole jsou charakterizovány akciové trhy včetně jejich významu, funkcí a členění dle stupně organizovanosti. Dále je zde popsána podstata a význam burzovníctví a uvedeny základní poznatky o burzovním obchodování. V neposlední řadě jsou analyzovány burzovní trhy vybraných zemí střední Evropy, tedy České republiky, Polska a Maďarska, a burzovní trhy USA a Německa, které byly pro účely naplnění cíle práce zvoleny jako benchmarková portfolia. V další části je uvedena podstata a způsoby výpočtu akciových indexů a následně jsou konkrétně rozebrány akciové indexy příslušející k výše uvedeným burzovním trhům. V souladu s cílem práce jsou popsány typy ekonomických krizí a příčiny, průběh a důsledky poslední globální ekonomické krize z let 2007 až 2009. Nakonec je učiněn přehled studií zabývajících se propojeností akciových trhů. Veškeré vzorce uvedené v této kapitole jsou čerpány z publikací Jílek (2009), Musílek (1999) a Veselá (2011).

### **2.1 Význam akciových trhů**

Akciové trhy, jenž jsou nedílnou součástí komplexního finančního trhu, patří mezi nejvíce rozvíjející se trhy v ekonomické oblasti jak z kvalitativního hlediska, kdy dochází ke zkvalitňování obchodovaných instrumentů, tak z kvantitativního hlediska představovaného rostoucím objemem obchodů (Musílek, 1999).

Dle Musílka (1999) slouží trhy cenných papírů, mezi které řadíme i trhy akciové, k výkonu následujících funkcí v tržní ekonomice:

- získávání finančních prostředků pro financování aktivit deficitních jednotek (např. vláda, kraje, firmy),
- alokace kapitálu do oblastí produktivního využití,
- motivace pro tvorbu úspor domácnostmi,
- snižování nákladů finančních transakcí,
- umožnění výkonu vlastnických práv,
- diverzifikace rizika pomocí rozmělnění investic do více různorodých titulů,
- kontinuální tvorba cen finančních instrumentů, jenž představují důležité signály pro ekonomické subjekty.

Nejpodstatnější funkcí finančních a potažmo i akciových trhů je zhodnocování volných finančních prostředků jejich přesouváním od těch, kteří nemají produktivní investiční příležitosti, k těm, kteří mají vhodné investiční možnosti, čímž je umožněno efektivní využití veškerých volných finančních prostředků v ekonomice. Díky tomu může být dosahováno

vyšší produktivity, což v konečném důsledku vede ke zvyšování ekonomického blahobytu jednotlivců i společnosti jako celku (Veselá, 2011).

Někteří významní ekonomové jako například A. Schleifer či L. H. Summers však v rozvíjejících se finančních trzích, jejichž součástí jsou i trhy akciové, spatřují i určitá negativa. Uvedení ekonomové kritizují zejména rostoucí likviditou umožněný nárůst spekulativních obchodů, které způsobují odklon akciových kursů od jejich vnitřních hodnot, což dále vede k neefektivní alokaci finančních prostředků (Musílek, 1999). Vesměs však převládá pozitivní náhled na význam akciových trhů.

## **2.2 Základní charakteristika a členění akciových trhů**

Akciové trhy jsou jednou z variant pro umístění volných finančních prostředků v rámci investic do finančních potažmo kapitálových instrumentů. Vedle finančních instrumentů lze volné peněžní prostředky umístit rovněž do reálných investičních instrumentů, jako jsou například drahé kovy, drahé kameny, nemovitosti či umělecké předměty a díla. Rozhodnutí, do jakých forem reálného či finančního kapitálu a jakou částku budou investovat, činí investoři na základě očekávaného výnosu vzhledem k očekávanému riziku.

Akciové trhy jsou nedílnou součástí trhů cenných papírů, které jsou tvořeny trhy:

- dluhopisů (vládní, bankovní, podnikové),
- akcií,
- finančních derivátů (opce, futures, forwards, swapy).

Dle Musílka (1999, s. 24): „Trhem cenných papírů rozumíme systém ekonomických vztahů a institucí zprostředkujících soustředění, alokaci a realokaci volných peněžních prostředků prostřednictvím cenných papírů nebo instrumentů, které jsou odvozeny od různých druhů finančních instrumentů“.

Trh cenných papírů je dle jeho organizovanosti členěn na primární a sekundární trh. Primární trh slouží k prvotnímu obchodování čerstvě emitovaných cenných papírů, proto se někdy označuje také jako trh nových cenných papírů, které zde umísťuje jejich emitent a jsou nabízeny tzv. prvním investorům. Emisní obchody včetně všech příslušných náležitostí může emitent na primárním trhu provádět buď sám (vlastní emise) nebo prostřednictvím investiční banky či obchodníka s cennými papíry (cizí emise). Na sekundárním trhu dochází k redistribuci již dříve emitovaných cenných papírů od prvních investorů mezi další investory. Bývá rovněž nazýván trhem starých cenných papírů. Obchody na sekundárním trhu probíhají bez přímé účasti emitenta.

Sekundární trh je dále rozdělován na organizovaný a neorganizovaný trh. Na organizovaném trhu je nabídka a poptávka po investičních instrumentech zprostředkovávána licencovaným subjektem v souladu s platnou legislativou. Může mít formu burzovního nebo mimoburzovního trhu, přičemž mimoburzovní trhy podléhají méně přísnějším požadavkům ohledně obchodovaných instrumentů. Neorganizovaný trh je zcela volně přístupný a na něm uskutečňované transakce s investičními instrumenty podléhají pouze individuálním požadavkům zúčastněných stran. Pro neorganizované trhy se vžil označení OTC trhy (over-the-counter market), což znamená obchodování tzv. „přes přepážku“ (Veselá, 2011).

## **2.3 Burzovní trhy**

V této části práce je uvedena základní charakteristika a význam burzovnictví. Rovněž jsou zde popsány jednotlivé způsoby obchodování na burzovních trzích.

### **2.3.1 Základní charakteristika a význam burzovních trhů**

„Burzovní trh lze charakterizovat jako zvláštním způsobem organizované shromáždění subjektů, kteří osobně nebo elektronicky obchodují s přesně vymezenými instrumenty přesně vymezeným způsobem podle přesně vymezených burzovních pravidel a předpisů v přesně vymezeném čase“ (Veselá, 2011, s. 29). Burzu lze také definovat jako místo, kde dochází ke střetávání nabídky a poptávky po investičních nástrojích, přičemž nabízejícími jsou emitenti a poptávajícími investoři.

Všeobecně se fungování burzy a obchodování na ní řídí příslušnou burzovní legislativou, stanovami burzy, burzovním řádem a dalšími burzovními předpisy. Uvedená burzovní pravidla a zákony vedle mnoha dalších záležitostí stanovují především předmět, čas a místo obchodování, podmínky členství, druh obchodů či burzovní orgány a jejich pravomoci. Důležitou charakteristikou burz je skutečnost, že předmět obchodování musí být standardizován a musí splňovat stanovené specifické požadavky pro kotaci na daném burzovním trhu. Rovněž je typické, že se obchoduje s tzv. zastupitelným zbožím, které není na burze fyzicky přítomno. Obvykle jsou burzy založeny na členském principu, kdy přímý přístup na burzu je umožněn pouze členům burzy a ostatní investoři, které lze označit jako nepřímé účastníky, mohou na burze obchodovat jen prostřednictvím jejich členů neboli tzv. burzovních zprostředkovatelů. Na provozování burz je zapotřebí speciální povolení udělované na základě žádosti příslušným regulačním orgánem. Například v případě České republiky je jím Česká národní banka (dále jen ČNB). Obvykle bývají burzy zakládány jako neziskové obchodní společnosti ve formě akciových společností. Souhrnným indikátorem vývoje na burzách jsou právě v diplomové práci analyzované burzovní (akciové) indexy.

V rámci finančních trhů zaujímá burzovníctví v tržních ekonomikách velice podstatnou pozici zejména díky zajišťování likvidity investičních instrumentů při nízkých transakčních nákladech, což souvisí s alokační efektivností volných finančních prostředků. Důležitou funkcí burzy je také tvorba cen příslušných instrumentů.

Pro ekonomiku zdaleka nejvýznamnějším druhem burzy je burza cenných papírů, na níž mohou být upisovány dluhopisy, hypoteční zástavní listy, podílové listy, investiční certifikáty či finanční deriváty, avšak nejčastěji jsou zde obchodovány akciové tituly nejbonitnějších společností. Častým důvodem proč akciové společnosti vstupují na burzu je zajištění reklamy díky větší informovanosti investorů o dané společnosti a zvýšení její prestiže, díky čemuž je jí usnadněn přístup k potřebnému kapitálu a dalším zdrojům sloužícím pro její rozvoj, což v konečném důsledku vede k celkovému rozvoji ekonomiky.

### 2.3.2 Obchodování na burzovních trzích

Obchodování na burze dříve probíhalo formou shromažďování obchodníků a burzovních zprostředkovatelů na burzovním parketu, kdy hovoříme o prezenčním typu burzy. V současné době je však v převažující míře uskutečňováno pomocí počítačového systému, do kterého se vkládají kupní a prodejní příkazy, jenž jsou následně automaticky vypořádávány, a jedná se tedy o elektronický typ burz. „Vypořádáním obchodů rozumíme jednak úhradu finančních závazků mezi kupující a prodávající stranou obchodní transakce a jednak převod investičních instrumentů z vlastnictví prodávající strany do vlastnictví strany kupující“ (Veselá, 2011, str. 89).

Transakce prováděné na burzovních trzích mohou být vypořádány dvěma způsoby:

- periodické vypořádání k určitému dni (account day), kdy veškeré burzovní obchody, jenž byly uzavřeny v určitém období v délce trvání několika dní, jsou vypořádány najednou v jeden den,
- průběžné vypořádání (rolling settlement) – vypořádání probíhá vždy po uplynutí stanoveného počtu dní ode dne uzavření obchodu, což bývá vyjadřováno výrazem  $T + x$  dní, kde  $T$  představuje den uzavření obchodu. Jednotlivé transakce jsou tedy vypořádávány průběžně každý den.

Na velké většině burz je uplatňován model průběžného vypořádání, které je v jednotlivých zemích stanoveno v rozmezí od jednoho do pěti dnů následujících po dni, ve kterém byl uzavřen obchod, přičemž nejčastěji je používána perioda tří dnů.



## **2.4 Charakteristika vybraných akciových trhů**

V následujících odstavcích jsou charakterizovány akciové trhy vybraných zemí střední Evropy, konkrétně tedy České Republiky, Polska a Maďarska, a rovněž německý a americký akciový trh, s nimiž jsou střeoevropské akciové trhy v rámci naplnění cíle diplomové práce srovnávány. Americký akciový trh byl vybrán jako benchmark, jelikož je největším světovým trhem, který nejvíce ovlivňuje dění na celosvětových akciových trzích a lze jej tedy použít jako reprezentanta vývoje globálního akciového trhu. Německý akciový trh byl zvolen z důvodu členství všech tří analyzovaných zemí střední Evropy v Evropské unii (EU), přičemž právě Německo má v EU vůdčí postavení a z hlediska tržní kapitalizace je zároveň německý akciový trh spolu s britským největším trhem v rámci EU. Proto byl německý akciový trh vybrán jako zástupný trh EU.

### **2.4.1 Český akciový trh**

Hlavním reprezentantem akciového trhu v ČR je Burza cenných papírů Praha (BCPP), jenž byla ve formě akciové společnosti založena 24. listopadu 1992 na základě povolení od ČNB. Obchodování na pražské burze bylo zahájeno 6. dubna 1993, kdy bylo kótováno 7 akciových titulů. Jejím majoritním vlastníkem je od roku 2008 Wiener Börse. Hlavním indikátorem vývoje na pražské burze je index PX.

BCPP funguje na členském principu, což znamená, že je přístupná a ukládá právo obchodovat s cennými papíry pouze licencovaným investorům, kteří jsou současně členy burzy. Licence jsou udělovány burzovní komorou. Aby mohl člen burzy nakupovat a prodávat na ní kótované cenné papíry musí být navíc členem Garančního fondu burzy (GFB) sloužícího k zajištění závazků a pokrytí rizik souvisejících s vypořádáním burzovních obchodů.

Pražská burza je čistě elektronickou burzou, na níž jsou obchodní transakce uzavírány pomocí automatizovaného obchodního systému XETRA, jenž je provozován Deutsche Börse AG. V rámci uvedeného elektronického systému mohou být akcie obchodovány jednak v režimu samostatné aukce a jednak v režimu kontinuálního obchodování, na jehož bázi probíhá většina obchodů na BCPP. Kontinuální obchodování je uskutečňováno na základě tzv. centrální objednávkové knihy, kdy jsou automaticky zpracovávány průběžně (kontinuálně) zapisované objednávky k nákupu a prodeji do centrální objednávkové knihy, prostřednictvím které jsou jednotlivé objednávky párovány dle časové a cenové priority. Dne 25. května 1998 začal být za účelem zdokonalení kontinuálního způsobu obchodování používán obchodní systém SPAD neboli systém pro podporu akcií a dluhopisů. Jeho podstatou je právě kontinuální obchodování cenných papírů prostřednictvím tvůrců trhu, kteří

ve SPADu sehrávají rozhodující úlohu. Jedná se tedy o systém řízený cenami. Obchody na BCPP jsou vypořádávány prostřednictvím Centrálního depozitáře (dříve UNIVYC), který je dceřinou společností burzy. Transakce jsou vypořádávány průběžně nejčastěji v čase  $T + 3$ .

K 1. září 1995 byla pražská burza rozdělena na hlavní, vedlejší a volný trh. Hlavní a volný trh jsou trhy regulovanými a vedlejší neboli takzvaný START Market je trhem neregulovaným. Na hlavním trhu jsou kótovány objemově velké emise nejlikvidnějších a nejbonitnějších společností, které jsou ochotny pravidelně uveřejňovat informace o svém hospodaření. Volný trh slouží pro kotaci akciových titulů společností, které chtějí mít své akcie obchodovány na burze, avšak momentálně nesplňují podmínky vstupu na hlavní trh. Na volném trhu podléhají společnosti informační povinnosti v mnohem menší míře než na hlavním trhu. Na START Market rozhoduje o podmínkách přijetí, přístupu a obchodování pouze samotná burza. Uvedený trh nepodléhá informační povinnosti a cenné papíry zde pod podmínkou uveřejnění jejich prospektu mohou být upisovány i bez žádosti emitenta.

#### 2.4.2 Polský akciový trh

Hlavním organizátorem trhu s cennými papíry v Polsku je Gielda Papierów Wartościowych w Warszawie (GPWW), jenž byla založena 16. dubna 1991 ve formě akciové společnosti polským Ministerstvem financí. Jejím majoritním akcionářem je stát prostřednictvím státního finančního úřadu Skarb państwa. Je založena na členském principu, kdy všichni členové musí být držiteli brokerské licence.

Již od samého počátku je na burze obchodováno v elektronické podobě, přičemž pro sjednávání transakcí s cennými papíry slouží obchodní systém WARSET, jehož činnost byla zahájena v roce 2000 ve spolupráci s pařížskou burzou. Jedná se o obchodní systém typu centrální objednávkové knihy doplněné o aukční režim. Je zde tedy kombinován kontinuální neboli průběžný typ obchodování s jednotnou cenovou aukcí. Zúčtování a vypořádání obchodů s akciovými tituly na GPWW probíhá prostřednictvím Národního depozitáře cenných papírů průběžným způsobem obvykle v čase  $T + 3$ .

GPWW se skládá ze dvou regulovaných a jednoho neregulovaného trhu. Hlavní trh, jenž je součástí burzy již od jejího založení, je trhem regulovaným. Jsou na něm kótovány cenné papíry nejbonitnějších společností, které splňují stanovené podmínky. Hlavní trh podléhá kontrole Komisji Nadzoru Finansowego a Evropské komise. Dalším regulovaným trhem je paralelní trh, na němž platí méně přísné, v podstatě pouze legislativní, podmínky pro upsání akciových titulů. New Connect, který vznikl 30. srpna 2007, je neregulovaný trh

spadající pod GPWW, jenž je tvořen malými a středními firmami především z oblasti nových technologií, u nichž je značný růstový potenciál.

GPWW je považována za hlavní centrum organizovaného obchodu s akcemi ve středo- a východoevropském regionu, což dokládá poměrně rychle narůstající počet zde kótovaných zahraničních společností a zvyšující se celkový počet členů. Hlavním indikátory vývoje na GPWW jsou indexy WIG a WIG 20 obsahující akciové tituly dvaceti největších a nejlikvidnějších společností.

#### 2.4.3 Maďarský akciový trh

Hlavním reprezentantem trhu cenných papírů v Maďarsku je Budapešti Értéktőzsde neboli Budapest Stock Exchange (BSE), jenž jako první v rámci postkomunistických zemí byla znovuobnovena 21.6. 1990. K uvedenému datu byl obchodován pouze jediný titul, kterým byly akcie společnosti IBUSZ. BSE má formu akciové společnosti fungující na členském principu. Nejvýznamnějším indikátorem vývoje na budapešťské burze je index BUX.

Zpočátku její existence bylo na burze uskutečňováno tradiční parketové obchodování za fyzické účasti investorů. V roce 1995 pak přešla na kombinovaný způsob a od roku 1998 je zde obchodováno pouze elektronicky prostřednictvím Multi Market Trading System (MMTS). V rámci uvedeného systému je obchodováno jednak s využitím centrální objednávkové knihy a jednak formou aukce.

V roce 1993 byla ve spolupráci BSE a maďarské centrální banky založena společnost KELLER, jenž v současné době působí jako clearingové centrum k vypořádání a zúčtování transakcí uzavřených na BSE a na OTC trhu. Obchody s akciovými tituly jsou vypořádávány průběžně v čase  $T + 3$ .

Dle náročnosti podmínek, které je třeba splnit pro upsání cenného papíru na budapešťské burze, je rozlišován regulovaný hlavní trh a neregulovaný volný trh. Na hlavním trhu jsou kótovány emise nejvíce bonitních a likvidních společností, jenž splňují přísné burzovní požadavky. Neregulovaný volný trh slouží pro obchodování s promptními instrumenty a komoditami, jenž nejsou na burze oficiálně listovány. Oproti hlavnímu trhu je však poměrně nevýznamný. Dle druhu obchodovaných instrumentů je hlavní trh burzy členěn na čtyři segmenty, kterými jsou segment majetkových cenných papírů (akcie, burzovně obchodované fondy či investiční certifikáty), segment dluhových cenných papírů (státní a korporátní dluhopisy, pokladniční poukázky, hypoteční zástavní listy), segment derivátů

(futures a opce na akcie, indexy, měny a úrokové míry) a segment komodit (futures kontrakty na komodity – obilí, zlato, zemědělské produkty).

#### 2.4.4 Americký akciový trh

Americký akciový trh je největším národním akciovým trhem na světě a tudíž také nejvíce ovlivňuje celosvětový vývoj akciových trhů. Lze ho tedy nazvat trhem globálním, o čemž svědčí také fakt, že 70 % veškerých akciových operací na celém světě připadá na USA.

Hlavním reprezentantem amerického akciového trhu je newyorská akciová burza známá pod názvem New York stock exchange (NYSE), jenž je největší a nejvýznamnější akciovou burzou na světě. Na NYSE kótované americké společnosti tvoří zhruba 80 % z celkové tržní kapitalizace veřejně obchodovaných společností v USA.

Historie NYSE se datuje od roku 1792, kdy 24 obchodníků a brokerů z Manhattanu podepsalo na Wall Street Buttonwoodskou dohodu. Jejím účelem bylo vytvoření oficiálního trhu pro obchodování s cennými papíry dle přesně určených pravidel. Tato dohoda byla základem pro založení organizace New York Stock & Exchange Board, která následně v roce 1863 byla přejmenována na NYSE. V dubnu 2005 byla dohodnuta fúze mezi NYSE a Archipelago Holdings, na základě čehož byla 7. března 2006 vytvořena ziskově orientovaná společnost NYSE Group, na níž byl následující den zahájen veřejný obchod s akciemi.

NYSE je jednou z mála burz, na které stále přetrvává obchodování prezenční formou, i když v současné době již s masivní počítačovou podporou. Můžeme zde nalézt prvky systému řízeného cenou i prvky aukčního systému. Od ledna 2007 je možno pro transakce s vybranými akciemi využívat hybridní elektronický trh, který je kombinací centrální objednávkové knihy a systému řízeného cenami.

Zúčtování a vypořádání transakcí na NYSE je uskutečňováno prostřednictvím Depository Trust & Clearing Corporation (DTCC) a National Securities Clearing Corporation (NSCC) a probíhá průběžným způsobem obvykle s periodou  $T + 3$ . Holdingová společnost DTCC se od roku 2007 podílí na většině transakcí s cennými papíry na území USA. (Veselá, 2011).

K hodnocení výkonnosti NYSE a potažmo celého amerického akciového trhu jsou nejčastěji používány akciové indexy Dow Jones industrial Average (DJIA), jenž je tvořen třiceti akciovými tituly, NYSE Composite Index obsahující veškeré registrované akcie a Standard&Poors 500, jehož báze je z velké části tvořena právě emisemi kótovanými na NYSE.

#### 2.4.5 Německý akciový trh

Hlavním reprezentantem německého akciového trhu je Frankfurtská burza cenných papírů neboli Frankfurter Wertpapierbörse (FW). Každoročně je zde uzavřeno více jak 90 % všech burzovních obchodů s německými akciemi a přes 80 % obchodů s akciemi zahraničních emitentů. Zahraniční emitenti tvoří na FW zhruba 85 %. Hlavními indikátory vývoje na FW jsou indexy DAX a DAX 30, jenž zahrnuje akciové tituly třiceti největších společností.

Základy FW byly položeny již v 16. století, avšak obchodování s akciemi se zde výrazněji rozšířilo až v 70. letech 19. století, kdy v rámci rozsáhlé industrializace Německa byly založeny stovky akciových společností. V roce 1993 se FW stala součástí holdingové společnosti Deutsche Börse AG (dále jen DB), která zahrnuje také burzovní alianci EUREX a zúčtovací a vypořádací instituci Clearstream International S.A. Primární emise na DB byla uskutečněna v únoru 2001.

Nákupy a prodeje akciových titulů na FW jsou realizovány prostřednictvím elektronického obchodního systému XETRA, jehož činnost byla zahájena v roce 1997, nebo prezenčně na parketu FW, kde jsou obchodovány především méně likvidní cenné papíry, akcie malých firem a zahraniční akcie. Roli zprostředkovatelů mezi nakupujícími a prodávajícími zde plní vedoucí brokeri, kteří určují ceny jím svěřených cenných papírů. Prezenční obchodování na parketu FW je přístupné pouze pro autorizované obchodníky (zaměstnance bank a investičních firem) a nezávislé brokery, kteří mohou obchodovat s cennými papíry buď svým jménem nebo jménem svých zákazníků. Elektronický obchodní systém XETRA, jenž je kombinovaným obchodním systémem obsahujícím prvky centrální objednávkové knihy, elektronického systému řízeného cenou a jednotné cenové aukce, pracuje na bázi shromažďování nákupních a prodejních příkazů a jejich následného spárování na základě stanovených požadavků. Prostřednictvím elektronického obchodního systému XETRA mohou nakupovat a prodávat cenné papíry finanční instituce, brokerské firmy a firmy obchodující s cennými papíry, které splní stanovené požadavky. 90 % ze všech obchodů s akciemi na německých burzách je uskutečňováno právě přes obchodní systém XETRA. Burzovní obchody jsou prostřednictvím společnosti Clearstream International S.A. zúčtovány a vypořádávány průběžně obvykle v čase  $T + 2$ .

FW je tvořena trhem regulovaným a volným. Kotace na regulovaném trhu se řídí legislativou EU, zatímco pro upisování cenných papírů na volném trhu jsou podmínky stanovovány samotnou burzou. Regulovaný trh je dále rozdělen na trhy Prime Standard a General Standard. Prime Standard je trhem nejtransparentnějším vyžadujícím nejprísnejší podmínky pro upsání akciového titulu stanovené legislativním systémem EU a jsou zde

obchodovány jak zahraniční tak domácí akciové tituly. Pro kotaci na General Standard stačí splnit minimální požadavky regulovaného trhu. Uvedený trh je určen pro domácí investory. Volný trh se skládá z trhů Entry Standard, First Quotation Board a Second Quotation Board neboli Open Market. Entry Standard je orientován na malé a střední společnosti. Řídí se pravidly volného trhu, avšak zahrnuje i několik specifických dodatečných požadavků. Všeobecně je považován za předstupeň trhů Prime a General Standard, ale na rozdíl od uvedených trhů je spojen s vyšším rizikem. First Quotation Board slouží pro prvotní upisování německých i mezinárodních akciových titulů. Podmínky pro vstup do uvedeného tržního segmentu včetně informační povinnosti emitentů jsou oproti předcházejícím mnohem benevolentnější a tudíž je také rizikovější. Second Quotation Board slouží pro kotaci emisí, které byly před tím přijaty na některou z regionálních německých burz nebo na zahraniční trh a současně jejich emitent požaduje kotaci na volném trhu.

## 2.5 Obecná charakteristika a způsoby výpočtu akciových indexů

„Akciové indexy představují indikátory akciového trhu, které koncentrují pohyby cen mnoha akcií do jediného čísla a tak vypovídají o vývojových tendencích trhu“ (Jílek, 2009, s. 174). Hlavním smyslem akciových indexů je právě podání stručné informace o vývoji určitého akciového trhu. Rovněž bývají používány jakožto měřítko průměrné výnosnosti zkoumaného trhu neboli tzv. benchmark, se kterým je srovnávána výnosnost fondů, portfolií či investičních strategií.

Dle rozsahu trhu, ke kterému se vztahují, rozdělujeme indexy souhrnné obsahující veškeré akciové tituly, které jsou obchodovány na dané burze (např. český index PX nebo polský index WIG) a indexy výběrové tvořené pouze vybranými akciovými tituly (např. polský index WIG 20 nebo německý DAX 30).

Podle způsobu výpočtu rozlišujeme index stanovený na základě tržního průměru z cen, kdy se jedná buď o prostý nebo vážený průměr, a tržní index hodnotově vážený. Nevýhodou u akciových indexů počítaných dle prostého průměru je skutečnost, že vliv společností s vyšší tržní kapitalizací se projeví v hodnotě indexu stejnou měrou jako u společností s nižší tržní kapitalizací, avšak různý vliv na akciové indexy mají akcie s rozdílnou cenou, kdy mnohem více se v indexu odrazí změna ceny akcie s vyšším kurzem. Obvykle je uplatňován **obyčejný aritmetický průměr**, v rámci něhož se pouze sečtou ceny jednotlivých akcií a jejich suma se vynásobí stanoveným koeficientem:

$$Index = k_t \cdot \sum_{i=1}^n P_{i,t}, \text{ kde} \quad (2.1)$$

$n$  je počet akciových titulů obsažených v indexu,

$P_{i,t}$  je cena  $i$ -tého akciového titulu v čase  $t$ ,

$k_t$  je koeficient v čase  $t$ , jenž zajišťuje spojitost indexu při dělení a výměně akcií v indexu, přičemž

$$k_t = k_{t-1} \cdot \frac{\text{tržní kapitalizace báze v čase } t-1}{\text{tržní kapitalizace báze v čase } t}. \quad (2.2)$$

Velmi zřídka jsou akciové indexy počítány pomocí **obyčejného geometrického průměru**, jenž spočívá v součinu cen jednotlivých akcií a jeho následném odmocnění celkovým počtem akciových titulů obsažených v indexu:

$$Index = k_t \cdot \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n P_{i,t}}. \quad (2.3)$$

Jeho výhodou oproti aritmetickému průměru je schopnost vstřebat nadměrnou kolísavost dat.

Na rozdíl od obyčejného průměru je hodnota indexu vypočteného **váženým aritmetickým průměrem** více ovlivňována společnostmi s vyšší tržní kapitalizací. Váhy jsou určeny počtem akcií daného subjektu zahrnutých do indexu, který určíme pomocí vzorce:

$$Index = k_t \cdot \sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot n_{i,t}, \text{ kde} \quad (2.4)$$

$n_{i,t}$  je počet  $i$ -tých akcií v čase  $t$ .

**Hodnotově vážený tržní index** je založen na poměru určitých hodnot, kterými mohou být například údaje o tržní hodnotě. Vývoj indexu je zachycen časovou řadou, jejíž počátek je vztažen k určitému výchozímu datu, k němuž je stanoven konkrétní počet bodů označovaný jako výchozí bazická hodnota (1 000, 100, 10 nebo 1), který se následně v průběhu času postupně obměňuje. K vyjádření hodnoty takového indexu se tedy jako měrná jednotka nepoužívá měna. Hodnotově vážený tržní index vypočítáme pomocí vzorce (2.5):

$$Index = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n P_{i,B} \cdot q_{i,B}} \cdot \text{výchozí bazická hodnota}, \text{ kde} \quad (2.5)$$

$P_{i,t}$  je cena  $i$ -té akcie v období  $t$ ,

$q_{i,t}$  je počet obchodovaných akcií  $i$  v čase  $t$ ,

$P_{i,B}$  je cena  $i$ -té akcie ve výchozím, bazickém období,

$q_{i,B}$  je počet obchodovaných akcií  $i$  ve výchozím, bazickém období,

$n$  je počet akcií v indexu.

## 2.6 Charakteristika vybraných akciových indexů

V následujících podkapitolách jsou charakterizovány akciové indexy, prostřednictvím kterých je v diplomové práci analyzována vzájemná propojenost akciových trhů zemí střední Evropy reprezentované Českou republikou, Polskem a Maďarskem se zvolenými benchmarkovými trhy, tedy s Německem a USA. Konkrétně je popsán český index PX, polský WIG 20, maďarský BUX, německý DAX 30 a americký Standard&Poors 500. Složení báze jednotlivých indexů je součástí Přílohy č. 2.

### 2.6.1 Český index PX

Index PX, jenž je oficiálním indexem BCPP, byl poprvé publikován 20. března 2006, přičemž navázal na historii indexu PX 50, který byl zaveden 5. dubna 1994 při příležitosti prvního výročí zahájení obchodování na BCPP a jeho výchozí úroveň činila 1 000 bodů. Index PX 50, jak již vyplývá z jeho názvu, obsahoval 50 akciových titulů, jenž tvořily 71,5 % tržní kapitalizace burzovního akciového trhu. Index PX byl při svém prvním uveřejnění v roce 2006 tvořen devíti nejlikvidnějšími akciovými tituly na burzovním trhu. V současné době v sobě zahrnuje akcie čtrnácti společností obchodovaných na BCPP.

Index PX je hodnotově vážený tržní index. Vahou je tržní kapitalizace jednotlivých akciových titulů obsažených v bázi indexu. Nejsou zde brány v úvahu dividendové výnosy. Jeho hodnotu určujeme pomocí následujícího vzorce:

$$PX_t = K_t \cdot \frac{M_t}{M_0} \cdot PX_0 = K_t \cdot \frac{\sum_{i'=1}^N n_{i,t} \cdot P_{i,t}}{\sum_{i'=1}^N n_{i,0} \cdot P_{i,0}} \cdot 1000, \text{ kde} \quad (2.6)$$

$K_t$  je faktor zřetězení v čase  $t$ , který bere v potaz změny, k nimž dochází v bázi indexu, přičemž ve výchozím období k 5. dubnu 1994 byl roven jedné,

$M_t$  je tržní kapitalizace báze v čase  $t$ , kterou určíme jako sumu tržních kapitalizací jednotlivých emisí nacházejících se v bázi indexu, jenž jsou dány součinem počtu akcií registrovaných v dané emisi ( $n_{i,t}$ ) a jejich aktuálního tržního kurzu ( $P_{i,t}$ ).

$M_0 = 379\,786\,853\,620 \text{ Kč}$  je tržní kapitalizace báze ve výchozím (bazickém) období 5. dubna 1994,

$PX_0$  je výchozí bazická hodnota, která k 5. dubnu 1994 činila 1 000 bodů.



$N$  je počet emisí v bázi indexu.

Báze indexu je aktualizována čtyřikrát ročně, přičemž aktualizované báze nabývají platnosti vždy první burzovní den následující po třetím pátku v měsících březnu, červnu, září a prosinci. Tento den nazýváme dnem rozhodným, ke kterému váha jedné emise v bázi indexu nesmí převyšovat 20 %.

## 2.6.2 Polský index WIG 20

Index WIG 20 je nejčastěji používaným indikátorem polského akciového burzovního trhu. Poprvé byl publikován 16. dubna 1994 s počáteční hodnotou 1 000 bodů. Je tvořen akciovými tituly dvaceti největších a nejlikvidnějších společností kótovaných na GPWW. Stejně jako český index PX patří i polský index WIG 20 mezi hodnotově vážené tržní indexy. Vahou je tržní kapitalizace jednotlivých emisí zahrnutých v indexu. Při výpočtu nezohledňuje dividendové výnosy, nýbrž pouze ceny akcií zařazených do báze indexu. Může v něm být zahrnuto maximálně pět společností působících ve stejném odvětví. Podíl jedné akciové společnosti na bázi indexu může dosahovat maximálně 15 %.

Pro výpočet hodnoty indexu WIG20 slouží vztah:

$$WIG20_t = \frac{M_t}{M_0 \cdot K_t} \cdot 1000 = \frac{\sum_{i=1}^{20} S_{i,t} \cdot P_{i,t}}{M_0 \cdot \left( \frac{M_{t'}}{M_t} \cdot K_{t_0} \right)}, \text{ kde} \quad (2.7)$$

$M_t$  je tržní kapitalizace báze v čase  $t$ ,

$M_0 = 57\,140\,000 \text{ PLN}$  je tržní kapitalizace báze v den prvního uveřejnění indexu 16. dubna 1991,

$P_{i,t}$  je aktuální kurz  $i$ -té emise v čase  $t$ ,

$S_{i,t}$  je počet akcií  $i$ -té emise v čase  $t$ .

$K_t$  je nová hodnota váhového faktoru v čase  $t$ ,

$K_{t_0}$  je hodnota dosud známého váhového faktoru,

$M_{t'}$  je tržní kapitalizace báze po revizi indexu.

Revize indexu je prováděna jednou ročně třetí pátek v měsíci březnu na základě pořadí akciových společností dle hodnoty jejich tržní kapitalizace zjištěné po posledním zasedání v měsíci lednu daného roku. Korekce je uskutečňována kvartálně vždy třetí pátek v měsíci březnu, červnu, září a prosinci.

### 2.6.3 Maďarský index BUX

Nejvýznamnějším indexem budapešťské burzy, jenž byl poprvé uveřejněn 2. ledna 1991 při počáteční hodnotě 1 000 bodů, je index BUX. V současné době obsahuje báze indexu BUX čtrnáct akciových titulů, přičemž maximální možný počet činí dvacet pět. Ke stanovení jeho hodnoty se používá vážený průměr cen akcií a jedná se tedy o typ indexu váženého tržní kapitalizací. Tržní cena dané akcie je vážena počtem veřejně vlastněných akcií. Není tak kalkulováno s akciemi, které jsou ve vlastnictví samotné společnosti, jejího vrcholového managementu či zaměstnanců. Patří mezi tzv. total return indexy, což znamená, že jsou v něm zahrnuty i vyplacené dividendy. Výši indexu můžeme určit pomocí následujícího vzorce:

$$BUX_t = K \cdot \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \cdot q_{iT} \cdot D_i}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \cdot q_{iT}} \cdot 1000, \text{ kde} \quad (2.8)$$

$K$  je koeficient úprav k zajištění kontinuity indexu zaokrouhlený na 8 desetinných míst,

$n$  je počet akciových titulů v indexu,

$p_{it}$  je poslední obchodovaná cena  $i$ -tého akciového titulu,

$p_{i0}$  je průměrná cena  $i$ -tého akciového titulu k 2. lednu 1991,

$q_{iT}$  je množství akcií v  $i$ -té emisi zařazené do indexu,

$D_i$  je faktor k úpravě změny v tržní hodnotě akcie  $i$  za pomoci odříznutí dividendového kupónu, k jehož vyčíslení používáme vzorec (2.9):

$$D_i = \frac{p_i \cdot (EX)_k + d_{ik}}{p_i \cdot (EX)_k} \cdot D_i (EX - 1)_k, \text{ kde} \quad (2.9)$$

$E$  je den splatnosti dividend,

$(EX)_k$  je den, kdy akciový titul  $i$  je poprvé obchodován na burze bez dividendového kupónu, dividendy jsou poté vypláceny za dobu  $k$ ,

$p_i \cdot (EX)_k$  je otevírací cena akcií jednotlivých emisních sérií ke dni  $(EX)_k$ ,

$d_{ik}$  je velikost dividendy pro emisi  $i$  v době, kdy jsou dividendy vypláceny za období  $k$ ,

$D_i (EX - 1)_k$  je hodnota faktoru  $D$  v době, kdy jsou vypláceny dividendy za dobu  $k$  den před  $EX$ .

V případě, že nedojde k obchodu v den  $EX$  a emise je poprvé obchodována na burze bez dividendového kupónu, stanovuje se faktor  $D_i$  pomocí vzorce:

$$D_i = \frac{p_i \cdot (EX - 1)_k}{p_i \cdot (EX - 1)_k - d_{ik}} \cdot D_i (EX - 1)_k, \text{ kde} \quad (2.10)$$

$p_i (EX - 1)_k$  je zavírací cena akcií  $i$ -té emise den před tím než jsou akcie poprvé obchodovány na burze bez dividendového kupónu.

Báze indexu je revidována dvakrát do roka v měsíci březnu a září.

#### 2.6.4 Americký index S&P 500

Index S&P 500, jenž vstoupil v platnost v roce 1957, zahrnuje 500 akciových titulů předních amerických společností vybraných týmem analytiků a ekonomů agentury Standard & Poors na základě velikosti trhu, likvidity a typu odvětví a některých dalších méně významných faktorů. Index reprezentuje zhruba 75 % celkové tržní kapitalizace amerického akciového trhu. Převážná část akcií je kótována na NYSE, některé pak na NASDAQ a American Stock Exchange (AMEX). Index S&P 500 se počítá pomocí váženého průměru cen akcií a jedná se tedy o hodnotově vážený index dle tržní kapitalizace. V roce 2005 došlo k přechodu na plovoucí váhy, kdy součástí výpočtu jsou pouze akcie dostupné pro obchodování na veřejném trhu. V indexu tedy není počítáno s akciemi vlastněnými výkonnými pracovníky nebo řediteli, pokud jejich celková hodnota činí více než 10 %. Hodnotu indexu můžeme určit pomocí vzorce:

$$SP\ 500 = k_t \cdot \sum_{i=1}^{500} P_{i,t} \cdot n_{i,t}, \text{ kde} \quad (2.11)$$

$k_t$  je váhový faktor indexu v čase  $t$ .

$P_{i,t}$  je cena akcie  $i$ -té emise v čase  $t$ ,

$n_{i,t}$  je počet akcií  $i$ -té emise v čase  $t$ .

S&P 500 ve srovnání s dalším významným americkým indexem DJIA mnohem přesněji odráží vývoj amerického akciového trhu, jelikož bere v úvahu výplatu dividend a disponuje mnohem širší základnou v něm zahrnutých společností, díky čemuž pokrývá daleko větší část amerického trhu a má tedy lepší vypovídací schopnost. Často používaným americkým indexem je rovněž NASDAQ Composite, který však zahrnuje pouze akcie kótované na NASDAQ a nikoliv na největším americkém burzovním trhu NYSE.

### 2.6.5 Německý index DAX 30

Index DAX 30 je hlavním indikátorem Frankfurtské burzy a současně je jedním z nejvýznamnějších tržních indikátorů na světě. Poprvé byl publikován 30. prosince 1987 s počáteční hodnotou 1 000 bodů, avšak hodnoty indexu byly zpětně přepočteny až do roku 1959. Je tvořen třiceti nejbonitnějšími blue chips německými akciami z tržního segmentu Prime Standard. Pod pojmem blue chips akcie rozumíme akcie největších, nejziskovějších a nejstabilnějších společností, které jsou kótovány na burze. Rozhodujícími kritérii pro zařazení akciových titulů do indexu DAX 30 jsou objem obchodů a free float tržní kapitalizace. Free float představuje volně obchodovatelné akcie, kam nezahrnujeme akcie ve vlastnictví podílníků společnosti s více jak pětiprocentním podílem na jejím kapitálu, akcie držené zaměstnanci a vlastní akcie společnosti. Index DAX 30 je počítán jako vážený aritmetický průměr cen akcií. Patří mezi indexy vážené tržní kapitalizací, přičemž zahrnuje kurzové změny i vyplácené dividendy. Je kalkulován pomocí kurzů z elektronického obchodního systému XETRA.

Vzorec pro výpočet indexu DAX 30 Frankfurtská burze neuveřejňuje.

## 2.7 Ekonomické krize a akciové trhy

Finanční trhy včetně akciových mohou být mnohdy ovlivňovány různými krizemi v ekonomice, přičemž se dá očekávat, že s rostoucí globalizací celosvětového hospodářství bude výskyt různých krizí v budoucnu častější. Závislost však platí i obráceně, kdy negativní vývoj na akciových trzích může vést ke krizi v ekonomice.

V následujících odstavcích jsou popsány jednotlivé typy ekonomických krizí a rovněž je pro účely naplnění cíle diplomové práce charakterizována globální finanční krize z let 2007 – 2009.

### 2.7.1 Typy krizí

Dle ekonomické teorie rozeznáváme čtyři základní typy krizí:

- Měnová – je charakteristická prudkým a neočekávaným oslabením domácí měny, které označujeme jako deprecie v případě volného kurzu (floatingu) nebo devalvace v režimu fixního kurzu. Příčinou oslabení domácí měny bývají nejčastěji spekulace investorů.
- Bankovní – dochází ke krachování bank v důsledku nedostatku likvidity v bankovním sektoru. V rozvojových zemích bývají problémy s likviditou v bankovním sektoru zapříčiněny tzv. runem na banky neboli překotným vybíráním vkladů způsobeným

očekávaným negativním vývojem v bankovníctví ze strany klientů. Ve vyspělých zemích bývá nedostatek likvidity důsledkem neschopnosti klientů splácet úvěry. Jako příklad z posledních let lze uvést Španělsko, kde banky svým klientům poskytovaly zajištěné hypoteční úvěry, které pak lidé nebyli schopni splácet. Bankám tak propadlo velké množství nemovitostí, které byly nuceny nabízet pod cenou, což vedlo k prudkému poklesu cen nemovitostí a k výraznému snížení likvidity v bankovním sektoru.

- Dluhová – vyplývá z neschopnosti dané země splácet své závazky. V souvislosti s dluhovou krizí mluvíme o tzv. bankrotu státu. Dluhovou krizi můžeme členit na vnitřní, která bývá označována jako druhotná platební neschopnost, a vnější, kdy stát má dluhy vůči zahraničním institucím.
- Systematická – je spojením alespoň dvou výše uvedených typů krizí (měnová, dluhová bankovní). Jejím výsledkem je prohlubující se recese a růst klasifikovaných úvěrů. Příkladem je globální ekonomická krize z let 2007 až 2009, která byla kombinací krize bankovní a dluhové.

### 2.7.2 Globální finanční krize v letech 2007 až 2009

Globální finanční krize z let 2007 – 2009 byla krizí systematickou, jenž vznikla v důsledku prasknutí nemovitostní spekulativní bubliny, která se na americkém trhu postupně vytvářela již od roku 2001.

Příčinou vytvoření spekulativní bubliny bylo výrazné snížení úrokových sazeb pod jejich rovnovážnou úroveň ze strany Americké centrální banky (FED), což mělo vyústit v nastartování americké ekonomiky po teroristickém útoku z 11. září 2001. Kombinace nízkých úrokových sazeb spolu s poskytováním hypotečních úvěrů méně bonitním klientům vedla k výraznému nárůstu poptávky na americkém hypotečním trhu. Rovněž byl zaveden nový způsob financování hypotečních úvěrů prostřednictvím tzv. credit default swapů a credit default obligací (dále jen CDO), u nichž byla posléze provedena sekuritizace, neboli byly vytvořeny investiční balíčky z těchto produktů a následně byly nabízeny na trhu. Investičními analytiky a makléři deklarovaná bezpečnost investice do uvedených instrumentů vedla k nízké averzi k riziku ze strany investorů a v kombinaci s nízkými úrokovými sazbami došlo k poměrně značné úvěrové expanzi.

V letech 2004 až 2006 však základní úrokové sazby postupně vzrostly z původního 1 % až na 5,25 %, což se promítlo do růstu hypotečních úrokových sazeb. Opětovné zvýšení úrokových sazeb na základě rozhodnutí FEDu vedlo prostřednictvím růstu měsíčních splátek

hypotečních úvěrů k neschopnosti méně bonitních klientů splácet úvěry a banky poskytující hypotéky se tak dostaly do problémů s likviditou. Přes nakoupené CDO se krize finančního sektoru poměrně rychle rozšířila nejen v USA, ale také v Evropě. Příčinou byl výrazný pokles cen nemovitostí, kterými byly CDO zajištěny, což logicky snižovalo hodnotu zmiňovaných postupovaných cenných papírů.

Řada institucionálních investorů, kteří vložili své finanční prostředky do CDO se dostala do finančních problémů a čelila hrozbě krachu. První zkrachovalou finanční institucí byla v roce 2008 jedna z pěti největších amerických investičních bank Lehman Brothers, což ještě více posílilo paniku na finančních trzích. Na pokraji krachu se ocitly také velké investiční banky Morgan Stanley a Goldman Sachs, které byly nuceny k přeměně na bankovní holdingové společnosti, díky čemuž získaly dodatečné finanční prostředky. Některé další finanční instituce jako například spořitelna Washington Mutual se však krachu nevyhnuly. U řady bank došlo k úvěrové kontrakci neboli zastavení úvěrování a to jak na mezibankovním tak na nefinančním trhu.

Příčiny globální ekonomické krize lze spatřovat především ve vytvoření a následném prasknutí nemovitostní spekulativní bubliny, nadměrné úvěrové expanzi, přílišné spekulaci a panice na finančních trzích, selhání regulace či v neefektivnosti fungování ratingového hodnocení, jelikož ratingové agentury nebyly schopny adekvátně reagovat na měnící se tržní podmínky a snížit ratingové hodnocení některých investičních instrumentů zejména pak CDO (Veselá, 2011).

## **2.8 Přehled studií zabývajících se propojeností akciových trhů**

O významnosti tématu propojenosti kapitálových potažmo akciových trhů svědčí celá řada odborných studií, jenž byly zpracovány na danou problematiku. Již v úvodu diplomové práce bylo řečeno, že se tomuto tématu věnuje i několik významných institucí, mezi které řadíme Českou národní banku (ČNB) či Evropskou centrální banku (ECB). ECB se ve svých studiích zabývala například možnostmi způsobu měření integrace trhů eurozóny. Za tímto účelem navrhli Adam a kol. (2002) aplikovat regresní analýzu a geografické rozložení portfolií evropských investičních fondů. Následně došli k závěru, že míra integrace mezi jednotlivými kapitálovými trhy eurozóny během devadesátých let postupně vzrůstala.

Na studii Adama a kol. (2002) navázali Baele a kol. (2004), jenž zkoumali stupeň integrace trhu eurozóny na základě výnosových diferenciálů, disperzí akciových indexů, regresní analýzy a kvantitativních faktorů. Rovněž pomocí této analýzy bylo zjištěno, že

integrace kapitálových trhů v eurozóně postupně roste, přičemž zavedením eura byl její růst ještě urychlen.

Metodologii Baeleho a kol. (2002) dnes používá i ČNB v rámci pravidelně publikovaných Analýz stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou. Dle ČNB s výjimkou období během globální ekonomické krize propojenost trhů nových členských států s trhy eurozóny neustále roste.

Dalším významným ekonomem věnujícím se otázce integrace akciových trhů je Scheicher (2002), jenž se zabýval vzájemnou propojeností v diplomové práci zkoumaných akciových trhů Maďarska, Polska a ČR v období devadesátých let dvacátého století. Výstupem jeho práce bylo zjištění, že jednotlivé trhy byly během sledovaného období více závislé na regionálních nežli globálních či evropských událostech.

Baltzer a kol. (2008) dospěli k závěru, že propojenost mezi akciovými trhy nových členských států Evropské unie (EU) a eurozónou sice roste, avšak významnějším faktorem pro jejich vývoj jsou události na globálním americkém trhu.

Cappiello a kol. (2006) rovněž ve své studii učinili závěr, že akciové trhy nových členských států EU jsou převážně ovlivňovány globálními událostmi. Akciové trhy ČR, Maďarska a Polska jsou však dle této studie stále více provázány jednak mezi sebou navzájem a jednak s eurozónou.

Dle prací Chelley-Steeley (2005), Aslanidis a Savva (2008) a Pungulescu (2009) jsou akciové trhy ČR, Polska a Maďarska ze všech nových členských států EU nejvíce propojeny s globálními trhy.

Shrneme-li tedy závěry všech uvedených studií, pak na jejich základě můžeme tvrdit, že míra integrace akciových trhů nových členských zemí EU s globálním trhem i trhem eurozóny se zvyšuje, avšak důležitým faktorem pro vývoj na těchto trzích stále zůstávají lokální události. Jelikož se však všichni zmiňovaní ekonomové nezabývali vzájemnou propojeností akciových trhů nových členských zemí EU příliš podrobně, nelze s jistotou říci, zda jsou tyto trhy závislé spíše na národních nebo regionálních událostech.

### 3 Použité ekonometrické metody

Vzájemné vazby mezi vybranými akciovými trhy jsou v diplomové práci zkoumány pomocí korelační analýzy, regresního modelu používaného ČNB, kointegrační analýzy a modelu vektorové autoregrese, na jehož základě je prozkoumána kauzalita v Grangerově smyslu. V této kapitole jsou použity vzorce z publikací Arlt, Arltová (2003) Cipra (2008), Hušek (1999), Lukáčik, Lukáčiková (2008), Rachev (2007), Chaloupka (2012) a z dokumentu České národní banky Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou (2013).

#### 3.1 Korelační analýza

Korelační analýza vyjadřuje míru lineární závislosti mezi vybranými proměnnými. Jejím výstupem je tzv. korelační koeficient, přičemž nejčastěji je používán párový (Pearsonův) koeficient korelace ( $R$ ) počítaný pomocí vzorce (3.1):

$$R = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum (y_i - \bar{y})^2}}, \text{ kde} \quad (3.1)$$

$x_i$  je  $i$ -tý prvek časové řady proměnné  $X$ ,

$\bar{x}$  je střední hodnota časové řady proměnné  $X$ ,

$y_i$  je  $i$ -tý prvek časové řady proměnné  $Y$ ,

$\bar{y}$  je střední hodnota časové řady proměnné  $Y$ .

Koeficient korelace může nabývat hodnot  $\langle -1; 1 \rangle$ , kde hodnota -1 znamená absolutní nelineární závislost a hodnota 1 představuje absolutní lineární závislost. Pokud by korelační koeficient dosahoval výše 0, potom lze říci, že dané proměnné jsou na sobě absolutně nezávislé.

Ještě před samotným provedením korelační analýzy je vhodné výnosy jednotlivých indexů vyhladit tzv. Hodrick-Prescottovým filtrem (dále jen HP filtr), který je specializovaným filtrem založeným na dekompozici dané časové řady na trendovou a cyklickou složku. Základním předpokladem HP filtru je tedy skutečnost, že časová řada  $y_t$  může být aditivně rozložena na trendovou ( $g_t$ ) a cyklickou ( $c_t$ ) složku, což lze vyjádřit pomocí vzorce:

$$y_t = g_t + c_t, \text{ pro } t = 1, \dots, T. \quad (3.2)$$

Konečná funkce HP filtru má potom následující podobu:



$$\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \cdot \sum_{t=2}^{T-1} ((g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1}))^2, \text{ kde} \quad (3.3)$$

$\lambda$  je vyhlazovací parametr.

Prvotním cílem HP filtru je minimalizace  $g_1$  až  $g_T$ . Koncepčním základem pro řešení tohoto problému je skutečnost, že pomocí první sumy je minimalizován rozdíl mezi daty a jejich růstovou složkou v případě cyklické složky a pomocí druhé sumy je minimalizován rozdíl růstové složky druhého řádu, což je analogické minimalizaci druhé derivace růstové složky.

HP filtr identifikuje odhad trendové složky  $\hat{g}_t$  pomocí řešení penalizačního optimalizačního problému, přičemž hladkost odhadu trendové složky závisí na výběru vyhlazovacího parametru. Odhad cyklické složky  $\hat{c}_t$  pak stanovíme pomocí vzorce (3.4):

$$\hat{c}_t = y_t - \hat{g}_t. \quad (3.4)$$

Východiskem HP filtru je tedy odhad trendové a cyklické složky časové řady.

## 3.2 Regresní analýza

Součástí kapitoly je obecná charakteristika a postup zpracování regresní analýzy na základě modelu používaného ČNB. Následně jsou popsány vybrané testy homoskedasticity, autokorelace a normality reziduální složky.

### 3.2.1 Obecná charakteristika a postup zpracování regresní analýzy

„Regresní analýza je nejdůležitějším ekonometrickým nástrojem sloužícím pro kvantitativní popis vztahu mezi ekonomickými a finančními veličinami označovanými jako proměnné. Úkolem regrese je vysvětlit změny hodnot jedné proměnné změnami hodnot jiných proměnných“ (Cipra, 2008, s. 31). Regresní analýza bude v diplomové práci provedena pomocí modelu používaného ČNB v rámci pravidelné Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou. ČNB uskutečňuje měření míry integrace finančních trhů založená na událostech, jenž vycházejí z předpokladu, že případné lokální šoky, které jsou v rámci silící integrace v jednotlivých zemích velice obdobné, mohou být diverzifikovány investováním do jiných srovnatelných aktiv. Na plně integrovaném trhu by se však cenové změny aktiva v jedné zemi neměly soustavně odlišovat od cenových změn aktiva v benchmarkové zemi. Pro určení míry integrace šoků slouží následující regresní rovnice:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \gamma_{i,t} \cdot \Delta Y_{b,t} + \varepsilon_{i,t}, \text{ kde} \quad (3.5)$$

$Y_{i,t}$  je výnos aktiv země  $i$  v čase  $t$ ,

- $\alpha_{i,t}$  je specifická konstanta pro každou zemi,
- $Y_{b,t}$  je výnos aktiv benchmarkové země v čase  $t$ ,
- $\gamma_{i,t}$  je změna výnosu akciového indexu země  $i$  při zvýšení výnosu benchmarkového aktiva o jednotku,
- $\varepsilon_{i,t}$  je reziduální složka (specifický šok dané země  $i$ ),
- $\Delta$  je změna dané proměnné (operátor difference).

Integrace mezi jednotlivými akciovými trhy reprezentovanými akciovými indexy roste, pakliže:

- $\alpha_{i,t}$  konverguje k nule,
- $\gamma_{i,t}$  konverguje k jedné,
- podíl variability benchmarkového aktiva  $\text{var}(\Delta Y_{b,t})$  a národního trhu  $\text{var}(\Delta Y_{i,t})$  roste k jedné, což lze vyjádřit rovnicí:

$$VR_{i,t} = \frac{\gamma_{i,t}^2 \cdot \text{var}(\Delta Y_{b,t})}{\text{var}(\Delta Y_{i,t})} \rightarrow 1. \quad (3.6)$$

Pakliže se změna výnosu benchmarkového aktiva rovná změně výnosu na národním akciovém trhu a gama koeficient se tedy rovná jedné, lze říci, že trh je plně integrován. Jestliže gama koeficient je vyšší než jedna, pak ceny na národním akciovém trhu jsou ovlivňovány událostmi na trhu zastoupeným benchmarkovým aktivem ve větší míře nežli samotné benchmarkové aktivum. Záporné hodnoty gama koeficientu signalizují asymetrickou reakci národního akciového indexu na události na trhu benchmarkového aktiva.

Pokud není vyloučena existence heteroskedasticity a autokorelace reziduální složky, používá se pro odhad modelu například tzv. HAC estimátor (Heteroskedasticity and autocorrelation estimator), který zaručuje robustnost odhadu reziduálních složek vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. U odhadnutého modelu musíme dále testovat existenci předpokladů klasického lineárního regresního modelu, kterými jsou homoskedasticita reziduální složky neboli její konstantnost, neexistence autokorelace tedy nezávislost reziduální složky na svých zpožděných hodnotách a normalita rozdělení reziduální složky.

### 3.2.2 Homoskedasticita a její testování pomocí Whiteova testu

Homoskedasticita je vyjádřením konečnosti a konstantnosti rozptylu reziduí (náhodných složek). V opačném případě hovoříme o tzv. heteroskedasticitě.

Příčinou heteroskedasticity může být chybná předpověď modelu v důsledku opomenutí některé relevantní vysvětlující proměnné nebo použití skupinových průměrů namísto původního pozorování při odhadu parametrů modelu. Důvodem existence heteroskedasticity může být rovněž nevhodné použití panelových dat, jenž jsou kombinací časových a průřezových dat (Rachev, 2007).

K testování existence homoskedasticity respektive heteroskedasticity slouží např. tzv. Whiteův test, jenž vychází z nulové hypotézy ve tvaru:

$$H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_m = 0 \text{ (rezidua mají konstantní rozptyl – homoskedasticita).}$$

K ní alternativní hypotéza má podobu:

$$H_1 : \alpha_1 \vee \alpha_2 \vee \dots \vee \alpha_m \neq 0 \text{ (rezidua nemají konstantní rozptyl - heteroskedasticita).}$$

Dalším krokem je stanovení testovací  $F$ -statistiky pomocí vzorce (3.7):

$$\chi_{\text{vyp}}^2 = n \cdot R^2 \approx \chi_{\alpha}^2(df), \text{ kde} \tag{3.7}$$

$n$  je počet pozorování

$R^2$  je koeficient determinace

$df$  je počet vysvětlujících proměnných včetně reziduální složky.

Pakliže dojdeme k závěru, že hodnota vypočtené statistiky je větší než kritická hodnota ( $n \cdot R^2 > \chi_{\alpha}^2(df)$ ), zamítáme nulovou hypotézu a v modelu je tak identifikována heteroskedasticita reziduálních složek.

Důsledkem existence heteroskedasticity je skutečnost, že odhady regresních i stochastických parametrů ztrácejí některé optimální vlastnosti a jejich rozptyl může být následně velice zkreslený.

### 3.2.3 Autokorelace a její testování pomocí Ljung-Box Q-testu

Autokorelace představuje sériovou závislost reziduální složky neboli závislost časové řady reziduí a časové řady zpožděných reziduí. „Autokorelace není tudíž chápána jako závislost mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase nebo v prostoru“ (Hušek, 1999, s. 82).

Autokorelace se často vyskytuje zejména při odhadu parametrů modelu z údajů časových řad. Všeobecně lze také říci, že s autokorelací se mnohem častěji setkáváme u časových řad s kratšími intervaly pozorování.

Příčinnou autokorelace bývá zejména skutečnost, že u mnoho ekonomických veličin, ke kterým řadíme například i cenové indexy, dochází ke značné setrvačnosti údajů jejich

časových řad, kdy hodnoty současného období bývají do značné míry ovlivňovány hodnotami minulých období, což lze vyjádřit vztahem:

$$u_t = f(u_{t-1}, u_{t-2}, \dots), \text{ kde} \quad (3.8)$$

$u_t$  je reziduální složka neboli bílý šum.

Dalším důvodem autokorelace může být například zařazení chyb měření závisle proměnné do reziduální složky modelu, špatná nebo nepřesná specifikace modelu či zahrnutí zpožděných vysvětlujících proměnných do modelu.

Pro vyjádření míry sériové závislosti časové řady reziduí a časové řady zpožděných reziduí neboli autokorelace  $k$ -tého řádu slouží rovnice (3.9):

$$\rho_k = \text{cor}(\vec{u}_j, \vec{u}_{j+k}) = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (u_i - \bar{u}) \cdot (u_{i+k} - \bar{u})}{\sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2}, \text{ přičemž} \quad (3.9)$$

$$\vec{u}_j : (u_1, u_2, u_3, \dots, u_{n-k+1}),$$

$$\vec{u}_{j+k} : (u_k, u_{k+1}, u_{k+2}, \dots, u_n).$$

Koeficient autokorelace  $k$ -tého řádu ( $\rho_k$ ) může nabývat hodnot z intervalu  $\langle -1; 1 \rangle$ . Pakliže hodnota koeficientu dosahuje výše 1, potom  $k$ -té sousední hodnoty jsou si blízké a hovoříme o pozitivní autokorelaci. V případě že jeho hodnota činí -1, jsou  $k$ -té sousední hodnoty opačné a jedná se o negativní autokorelaci. Jestliže hodnota  $\rho_k$  odpovídá výši 0, pak lze konstatovat neexistenci autokorelace neboli nezávislost  $k$ -tých sousedních hodnot. Sériovou nezávislost reziduální složky lze vyjádřit vztahem:

$$\text{cov}(u_i, u_j) = E(u_i u_j) = 0 \quad \text{pro } i \neq j. \quad (3.10)$$

K testování autokorelace při vícenásobném zpoždění je používán Ljung-Box  $Q$ -test, který vychází z následující nulové a alternativní hypotézy:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0 \text{ (rezidua mají zcela náhodný charakter – sériová nezávislost),}$$

$$H_1 : \rho_1 \vee \rho_2 \vee \dots \vee \rho_m \neq 0 \text{ (rezidua nemají zcela náhodný charakter).}$$

Testovací statistika Ljung-Box  $Q$ -testu má podobu:

$$Q(m) = N \cdot (N + 2) \cdot \sum_{h=1}^m \frac{\rho_h^2}{N - h}, \text{ kde} \quad (3.11)$$

$N$  je délka pozorované časové řady.

V případě, že by byla v modelu prokázána autokorelace, mohlo by to výrazně zkreslit odhad rozptylu regresních koeficientů ( $\hat{\sigma}_{\beta_i}^2$ ) i odhad samotných regresních koeficientů ( $\hat{\beta}_i$ ).

### 3.2.4 Normalita a její testování pomocí Jarque-Bera testu

Normalitou reziduí rozumíme předpoklad, že náhodná složka má normální (Gaussovo) rozdělení s nulovou střední hodnotou a směrodatnou odchylkou zhruba ve výši 1 [ $\mu \approx N(0,1)$ ]. I když je normální rozdělení charakterizováno prvními dvěma momenty tedy, střední hodnotou  $\mu$  a rozptylem  $\sigma^2$ , tak jsou pro něj typické také další dvě vlastnosti související se šikmostí (třetí normovaný moment) a špičatostí (čtvrtý normovaný moment), kdy hodnota šikmosti u normálního rozdělení je rovna 0 a špičatost normálního rozdělení dosahuje hodnoty ve výši 3 (Arlt, Arltová, 2003).

K ověření normality reziduí se používají jednak grafické testy a jednak neparametrické testy, přičemž jedním z nejpoužívanějších je Jarque-Bera test (JB test), jenž je charakteristický současným testováním šikmosti a špičatosti daného rozložení a je vhodný pro velké výběry. Před samotným provedením JB testu je tedy nejdříve zapotřebí určit míru šikmosti a špičatosti testované časové řady.

Šikmost (skewness) neboli asymetričnost rozložení kolem střední hodnoty ( $S$ ) stanovíme pomocí vzorce (3.12):

$$S = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^3, \text{ přičemž} \quad (3.12)$$

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, \quad (3.13)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}, \text{ kde} \quad (3.14)$$

$n$  je počet pozorování,

$x_i$  je  $i$ -tý prvek časové řady,

$\bar{x}$  je střední hodnota časové řady,

$\hat{\sigma}$  je odhad směrodatné odchylky.

Pakliže  $S > 0$ , hovoříme o pozitivní asymetrii neboli zešikmení doprava. Pokud  $S < 0$ , jedná se o negativní asymetrii neboli zešikmení doleva.

Špičatost (kurtosis) představuje relativní strmost průběhu rozdělení hodnot kolem střední hodnoty. Pro určení míry špičatosti slouží vzorec (3.15):

$$K = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^4 - 3. \quad (3.15)$$

Pro  $K > 0$  je charakteristická vysoká špička a tzv. těžší konce (ve srovnání s normálním rozdělením) a pro  $K < 0$  je typická nízká špička neboli větší plochost kolem středu.

Prvním krokem samotného JB testu je formulace nulové a alternativní hypotézy:

$H_0$ : rezidua jsou normálně rozdělená,

$H_A$ : rezidua nemají asymptotické normální rozdělení,

Dále je zapotřebí provést výpočet JB statistiky s chí-kvadrát rozdělením:

$$JB = n \cdot \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{K^2}{24} \right] \approx \chi^2_{1-\alpha, df=2}, \text{ kde} \quad (3.16)$$

$\chi^2$  je chí kvadrát rozdělení,

$\alpha$  je hladina významnosti,

$df$  jsou stupně volnosti.

Kritická hodnota JB testu má tvar:  $\chi^2_{1-\alpha}(2)$ , přičemž platí, že pokud

$JB \geq \chi^2_{1-\alpha}(2)$  pak  $H_0$  zamítáme.

Důsledkem nenormality reziduí může být nespolehlivost intervalů spolehlivosti či špatná vypovídací schopnost testů pro regresní parametry.

### 3.3 Kointegrační analýza

V této kapitole jsou objasněny pojmy kointegrace a stacionarita časových řad a popsán rozšířený Dickey-Fullerův neboli ADF test stacionarity a Engle-Grangerův kointegrační test.

#### 3.3.1 Kointegrace a stacionarita časových řad

„Dvě nestacionární časové řady  $Y$  a  $X$  považujeme za kointegrované, jestliže obě časové řady jsou integrované stejného řádu a existuje lineární kombinace těchto dvou časových řad  $(\lambda_1 y_t + \lambda_2 x_t)$ , která je integrovaná nižšího řádu“ (Lukáčik, Lukáčiková, 2008, s. 193). Jinými slovy kointegrovanými jsou nazývány časové řady, které jsou nestacionární, avšak jejich lineární kombinace stacionární jsou, což znamená, že mezi uvedenými časovými řadami může existovat dlouhodobý rovnovážný vztah. Pokud z důvodu vnějších šoků nastane vychýlení z rovnovážného stavu, pak v bezprostředně následujícím období dojde díky protisměrnému pohybu opět k obnovení rovnováhy. Právě nestacionarita časových řad je zásadní podmínkou umožňující provedení kointegrační analýzy.

Za stacionární označujeme časové řady, jejichž vývoj je stochasticky (náhodně) ustálený. Rozlišujeme stacionaritu striktní (kompletní) a slabou (kovarianční). O striktní stacionaritě hovoříme v případě, že pravděpodobnostní rozdělení náhodného procesu je

časově invariantní čili neměnné. Vzhledem k obtížné odhalitelnosti striktní stacionarity je však v praxi mnohem častěji pracováno s tzv. kovarianční stacionaritou. Časová řada  $(Y_t)$  je kovariančně stacionární, pokud nevykazuje trend ani sezónnost a navíc musí platit, že:

- střední hodnota proměnné  $E(Y_t)$  je konstantní a neměnná pro všechna období  $t$ ,
- variabilita proměnné  $\text{var}(Y_t)$  je konstantní a neměnná v čase  $t$ ,
- kovariance mezi časovými úseky je neměnná při posunech v čase pro libovolné  $h$   

$$[\text{cov}(Y_{t1}, Y_{t2}) = \text{cov}(Y_{t1+h}, Y_{t2+h})].$$

Jestliže časová řada není stacionární, je obvykle vykazována silná autokorelace hodnot časové řady, což znamená, že její jednotlivé hodnoty jsou výrazně závislé na svých zpožděných hodnotách. Pokud je časová řada nestacionární, pak kořeny  $\varphi_p$  autoregresního modelu ve tvaru:

$$Y_t = \varphi_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + \varphi_p \cdot Y_{t-p} + \mu_t, \quad (3.17)$$

ve kterém nezávisle proměnnými jsou zpožděné hodnoty závisle proměnné, se rovnají jedné a říkáme tedy, že daná časová řada má jednotkový kořen a je z ní patrné trendové chování. Právě na existenci jednotkového kořene je založena řada testů sloužících k ověřování existence (ne)stacionarity časových řad, z nichž nejpoužívanější je tzv. rozšířený Dickey-Fullerův neboli ADF test.

### 3.3.2 ADF test stacionarity

Ke zkoumání stacionarity časové řady bývá nejčastěji používán rozšířený Dickey-Fullerův test (dále jen ADF test), jenž vychází z původního Dickey-Fullerova testu (dále jen DF test) a odstraňuje jeho nedostatek, který spočívá v tom, že pokud u závisle proměnné  $Y_t$  existuje autokorelovanost, která není v modelu zohledněna, potom DF test vykazuje chybu prvního druhu. Tzn., že pravděpodobnost zamítnutí nulové hypotézy je větší než stanovená hladina významnosti  $\alpha$ . Tento nedostatek však ADF test odstraňuje prostřednictvím rozšíření autoregresního modelu prvního řádu na všeobecný autoregresní model řádu  $p$ , který problém autokorelace eliminuje přidáním autoregresními členy. Konkrétní počet autoregresních členů je stanovován pomocí informačních kritérií, mezi které patří například Schwarzovo nebo Akaikeho informační kritérium (Dickey, Fuller, 1979).

Východiskem ADF testu je nulová hypotéza o existenci jednotkového kořene:

$$H_0 : \Delta Y_t = \psi \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ pro } \psi = 0, \text{ kde} \quad (3.18)$$

$\Psi = \varphi_1 - 1$  je regresní koeficient pro zpožděnou hodnotu proměnné,

$\beta_i$  je regresní koeficient pro změny proměnné.

Dalším krokem je výpočet testovací statistiky ověřující významnost regresního koeficientu pro zpožděnou hodnotu proměnné ( $\Psi$ ), jenž má následující podobu:

$$ADF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})} \approx t_{1-\alpha}(n), \quad (3.19)$$

$\hat{\psi}$  je odhad regresního koeficientu,

$\hat{\sigma}(\hat{\psi})$  je směrodatná chyba odhadu regresního koeficientu.

$n$  je počet stupňů volnosti.

Kritický obor ADF testu je pak stanoven jako:

$$ADF \leq t_{1-\alpha}(n). \quad (3.20)$$

Pokud je výsledkem ADF testu přijetí nulové hypotézy, potom má daná časová řada jednotkový kořen a není tudíž stacionární. Nulová hypotéza je vždy přijímána či zamítána na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  (Dickey, Fuller, 1979).

### 3.3.3 Engle-Grangerův kointegrační test

V případě zjištění nestacionárních časových řad je dále testována existence kointegrace, přičemž jedním z nejpoužívanějších testů v této souvislosti je Engle-Grangerův test, který se skládá ze třech kroků:

- testování stacionarity časových řad (viz ADF test),
- odhad regresního vztahu mezi časovými řadami,
- testování stacionarity reziduálních složek z regresního modelu.

V rámci testování stacionarity reziduální složky je třeba naformulovat nulovou hypotézu:

$$H_0 : \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} = \psi \cdot \hat{\varepsilon}_t + u_t \text{ pro } \psi = 0, \quad (3.21)$$

kteřá vyjadřuje, že odhad reziduální složky ( $\hat{\varepsilon}$ ) z regresního modelu původních nestacionárních veličin má jednotkový kořen a proměnné tedy nejsou kointegrované (Engle, Granger, 1987).

Pakliže zamítáme nulovou hypotézu, jsou reziduální složky stacionární a časové řady jsou kointegrované. Pouze v případě, kdy jsou rezidua stacionární, můžeme interpretovat odhad regresního vztahu mezi časovými řadami.



### 3.4 Model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita

V následujících podkapitolách je ověřována vzájemná provázanost v diplomové práci zkoumaných akciových indexů pomocí modelu vektorové autoregrese (*VAR*), na základě jehož odhadu je testována příčinná souvislost mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu neboli Grangerova kauzalita mezi ekonomickými proměnnými.

#### 3.4.1 Model vektorové autoregrese (VAR)

Model vektorové autoregrese (*VAR* – Vector Autoregressive Model) je zobecněním jednorozměrného autoregresního procesu, jenž obsahuje více závisle proměnných a tudíž je na jeho základě sestavováno i více regresních rovnic, kde nezávisle proměnnými jsou zpožděné hodnoty všech zkoumaných proměnných. Na základě *VAR* modelu nelze určit kauzalitu vztahu mezi jednotlivými proměnnými „Podstatou *VAR* modelu je, že proměnné ve všech zkoumaných časových řadách jsou náhodné a simultánně závislé, tj. mají endogenní charakter, přičemž jejich známá maximální délka zpoždění je stejná“ (Hušek, 1999, s. 161). Počítáme-li například se zpožděním o jedno období, pak model *VAR* zapisujeme jako *VAR*(1), jenž má v maticovém vyjádření následující podobu:

$$y_t = \varphi_0 + \Phi \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ kde} \quad (3.22)$$

$y_t$  je  $m \times 1$  vektor pozorování běžných hodnot endogenních proměnných,

$y_{t-1}$  je  $m \times 1$  vektor pozorování zpožděných hodnot endogenních proměnných o 1 období,

$\varphi_0$  je  $m \times 1$  vektor úrovnových konstant,

$\Phi$  je  $m \times m$  matice neznámých parametrů endogenních proměnných, zpožděných o 1 období,

$\varepsilon_t$  je  $m \times 1$  vektor náhodných složek neboli  $m$ -rozměrný bílý šum,

$m$  je počet závisle proměnných (počet rovnic).

Dle Campbella, Lo a MacKinlayho (1997) pod pojmem bílý šum rozumíme stacionární náhodný proces, kdy složky vektorů  $\varepsilon_t$  mají nulovou střední hodnotu ( $E(\varepsilon_t) = 0$ ) a v různých časech nejsou navzájem korelované, avšak ve stejném čase může docházet ke korelaci s konstantní pozitivně definitní rozptylovou maticí  $\Sigma$ , což lze vyjádřit vztahem:

$$E(\varepsilon_x \varepsilon_t') = \delta_{st} \Sigma. \quad (3.23)$$

Obecně lze model *VAR*( $p$ ) pro  $m$  endogenních proměnných a  $p$  zpoždění zapsat v maticovém tvaru rovnicí (3.24):

$$y_t = \varphi_0 + \Phi_1 \cdot y_{t-1} + \Phi_2 \cdot y_{t-2} + \dots + \Phi_p \cdot y_{t-p} + \varepsilon_t, \text{ kde} \quad (3.24)$$

$y_{t-2}$  je  $m \times 1$  vektor pozorování zpožděných hodnot endogenních proměnných o 2 období

$y_{t-p}$  je  $m \times 1$  vektor pozorování zpožděných hodnot endogenních proměnných o  $p$  období

$\Phi_{1(2, \dots, p)}$  jsou  $m \times m$  matice neznámých parametrů endogenních proměnných, zpožděných o 1 ( $2, \dots, p$ ) období.

Pakliže je model  $VAR$  složen ze dvou závisle proměnných ( $m = 2$ ) při zpoždění o jedno období, má následující podobu:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \varphi_{10} + \varphi_{11} \cdot y_{1,t-1} + \varphi_{12} \cdot y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \\ y_{2t} &= \varphi_{20} + \varphi_{21} \cdot y_{1,t-1} + \varphi_{22} \cdot y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}, \text{ kde} \end{aligned} \quad (3.25)$$

$y_{1t}$  hodnota endogenní proměnné 1 v období  $t$ ,

$y_{1,t-1}$  hodnota endogenní proměnné 1 v období  $t-1$ ,

$y_{2t}$  hodnota endogenní proměnné 2 v období  $t$ ,

$y_{2,t-1}$  hodnota endogenní proměnné 2 v období  $t-1$ ,

$\varphi_{10(20)}$  je úrovněová konstanta,

$\varepsilon_{1t(2t)}$  je reziduální náhodná složka,

$\varphi_{11(12, 21, 22)}$  jsou regresní koeficienty.

Konkrétně pro účely diplomové práce lze model  $VAR(1)$  zapsat ve tvaru:

$$\begin{aligned} y_{c1,t} &= \varphi_{10} + \varphi_{11} \cdot y_{c1,t-1} + \varphi_{12} \cdot y_{c2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \\ y_{c2,t} &= \varphi_{20} + \varphi_{21} \cdot y_{c2,t-1} + \varphi_{22} \cdot y_{c1,t-1} + \varepsilon_{2t}, \text{ kde} \end{aligned} \quad (3.26)$$

$y_{c1,t}$  jsou výnosy aktiva země  $c1$  v období  $t$ ,

$y_{c1,t-1}$  jsou výnosy aktiva země  $c1$  v období  $t-1$ ,

$y_{c2,t}$  jsou výnosy aktiva země  $c2$  v období  $t$ ,

$y_{c2,t-1}$  jsou výnosy aktiva země  $c2$  v období  $t-1$ .

Pokud je rozptylová matice  $\Sigma$  bílého šumu  $\varepsilon_t$  diagonální a jednotlivé složky bílého šumu jsou tak navzájem nekorelované potom platí:

jestliže  $\varphi_{12} = \varphi_{21} = 0$ , pak  $\{y_{1t}\}$  a  $\{y_{2t}\}$  jsou současně nekorelované;

jestliže  $\varphi_{12} = 0$  a  $\varphi_{21} \neq 0$ , pak existuje jednosměrná závislost  $\{y_{2t}\}$  na  $\{y_{1t}\}$ ;

jestliže  $\varphi_{12} \neq 0$  a  $\varphi_{21} \neq 0$ , pak existuje zpětná vazba mezi  $\{y_{1t}\}$  a  $\{y_{2t}\}$ .

Dle Racheva (2007) předpokladem *VAR* modelu je, že veškeré časové řady  $(y_t)$ , které jsou v něm zahrnuty, jsou alespoň slabě stacionární. Obecně je stacionarita podmíněna tím, že příslušný proces je konstantní při posunech v čase v rámci momentů do druhého řádu, což znamená, že střední hodnota i rozptyl časové řady jsou konstantní a kovariance ve dvou různých časových obdobích je závislá pouze na vzdálenosti v čase:

$$E(y_t) = \mu = konst, \quad (3.27)$$

$$\text{var}(y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 = konst, \quad (3.28)$$

$$\gamma_k = E \cdot [(Y_t - \mu) \cdot (Y_{t+k} - \mu)]. \quad (3.29)$$

Model *VAR*(*l*), jenž je zachycen v rovnici (3.22), lze považovat za stacionární, pokud všech *m* vlastních čísel matice neznámých parametrů endogenních proměnných ( $\Phi$ ) je v absolutní hodnotě menší než 1. Jelikož vlastní čísla matice  $\Phi$  představují kořeny polynomické rovnice  $\det(\lambda I - \Phi) = 0$  neboli ekvivalentně inverzní kořeny polynomické rovnice  $\det(I - \Phi \cdot z) = 0$ , bývá stacionarita *VAR* modelu někdy vyjadřována tak, že všech *m* kořenů autoregresního polynomu  $\Phi(z) = I - \Phi_1 \cdot z - \dots - \Phi_p \cdot z^p$  se nachází mimo jednotkový kruh v komplexní rovině.

Z důvodu minimalizace počtu odhadovaných parametrů *VAR* modelu je zapotřebí v praktických úlohách zvolit co možná nejmenší maximální délku zpoždění. Pro stanovení maximální délky zpoždění neboli řádu modelu *VAR* jsou obvykle používána informační kritéria nebo statistické testy. V diplomové práci bude použito Akaikeho informační kritérium (AIC), jehož *m*-rozměrná verze má následující podobu:

$$AIC(k) = \ln|\hat{\Sigma}_k| + \frac{2k^*}{T}, \text{ kde} \quad (3.30)$$

$\hat{\Sigma}_k$  je odhadnutá rozptylová matice odhadnuté reziduální složky v modelu *VAR*(*k*),

$k^* = m \cdot (k \cdot m + 1)$  je počet parametrů, jenž je třeba odhadnout v *m*-rozměrném modelu *VAR*(*k*) s nenulovou střední hodnotou.

Konstrukce modelu vektorové autoregrese spočívá ve čtyřech krocích:

- transformování dat na stacionárním časové řady,
- volba proměnných a maximální délky zpoždění,
- zjednodušení modelu redukcí maximálního zpoždění,
- ortogonalizace reziduí.

Při volbě proměnných modelu a společné maximální délky zpoždění musíme brát v potaz jednak očekávanou shodu modelu s daty a jednak rozsah výběru disponibilních pozorování. Pro stanovení maximální délky zpoždění je používáno například Akaikeho informační kritérium či klasická OLS-metoda, kterou lze použít i pro samotný odhad modelu. Model lze odhadnout i pomocí Huber-Whiteova estimátoru (dále jen HC1), který zajišťuje robustnost směrodatných chyb vůči heteroskedasticitě. Účelem zjednodušení *VAR* modelu je eliminovat růst počtu odhadovaných parametrů a pokles počtu stupňů volnosti, čímž bychom měli zabránit možnému snížení predikční schopnosti modelu.

U odhadnutého modelu musíme dále provést testy autokorelace, normality a stacionarity. K ověření (ne)existence autokorelace reziduí u *VAR* modelu lze použít například Ljung-Boxův *Q*-test, který slouží k souhrnnému testování významnosti prvních *K* autokorelací odhadnutého bílého šumu. Jeho konstrukce je popsána v kap. 3.2.3. Normalitu reziduí lze testovat pomocí Jarque-Bera testu, jehož postup je uveden v kapitole 3.2.4 a stacionaritu pomocí ADF testu, který je zpracován v kapitole 3.3.2.

### 3.4.2 Grangerova kauzalita

Dle Grangera (1969) lze odhad modelu *VAR* využít k testování tzv. Grangerovy kauzality mezi ekonomickými proměnnými neboli k ověření příčinné souvislosti mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu. „Podstatou testování kauzality v Grangerově pojetí je ověření, zda změny určité proměnné předcházejí změně jiné proměnné, nikoli která veličina je příčinnou a která následkem“ (Hušek, 1999, s. 166). Grangerova kauzalita v podstatě představuje korelaci mezi současnou hodnotou jedné proměnné a minulými hodnotami jiných proměnných.

Na základě testování Grangerovy kauzality lze například ověřit hypotézu, že vysvětlující proměnná  $Y_{t-1}$  je statisticky významná pro vysvětlovanou proměnnou  $Y_t$ . V takovém případě pak lze říci, že  $Y_{t-1}$  působí kauzálně v Grangerově smyslu na  $Y_t$ . V rámci *VAR(1)* modelu tvořeného dvěma závisle proměnnými, jenž je uveden v rovnici (3.25), také zjišťujeme zda změny proměnné  $y_1$  závisí na změně proměnné  $y_2$ , tedy zda obě veličiny jsou

simultánně závislé. Pokud je tato podmínka splněna, hovoříme rovněž o Grangerově kauzalitě.

K jejímu testování je nejčastěji využíván  $t$ -test či tzv. Waldův test neboli  $F$ -test s  $q$  a  $T-m$  stupni volnosti. Pracujeme-li s časovými řadami dvou proměnných  $Y_t$  a  $X_t$ , pak v rámci  $F$ -testu lze testovat nulovou a alternativní hypotézu:

$H_0$ : proměnná  $Y_t$  není závislá na proměnné  $X_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality,

$H_1$ : proměnná  $Y_t$  je závislá na proměnné  $X_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality.

Východiskem pro  $F$ -test je neomezená lineární regrese  $Y_t$  na zpožděných hodnotách  $Y$  a stejně zpožděných hodnotách  $X$ :

$$Y_t = \sum_{r=1}^p \alpha_r \cdot Y_{t-r} + \sum_{r=1}^p \beta_r \cdot X_{t-r} + \varepsilon_t, \text{ kde} \quad (3.31)$$

$\alpha_r, \beta_r$  jsou regresní koeficienty pro zpoždění  $r$ -tého řádu.

Volba maximální délky zpoždění  $p$  není nijak omezena.

Jestliže regresní koeficient  $\beta_r = 0$  (pro  $r = 1, 2, \dots, p$ ), pak proměnná  $X_t$  nevyhovuje předpokladu Grangerovy kauzality.

Pro konstrukci  $F$ -statistiky je zapotřebí také stanovení omezené lineární regrese, kdy  $Y_t$  závisí pouze na svých zpožděných hodnotách s maximální délkou zpoždění  $p$ :

$$Y_t = \sum_{r=1}^p \alpha_r \cdot Y_{t-r} + \varepsilon_t. \quad (3.32)$$

Následně již můžeme provést výpočet  $F$ -statistiky dle vzorce:

$$F = \frac{(e'e)_0 - (e'e)_N}{q(e'e)_N} (T - m), \text{ kde} \quad (3.33)$$

$(e'e)_0, (e'e)_N$  jsou součty čtverců reziduí v omezené a neomezené regresi,

$T$  je počet pozorování,

$m$  počet odhadnutých parametrů v neomezené regresi,

$q$  počet omezení parametrů.

Rozhodovací kritérium  $F$ -testu je následující:

$\beta_r$  se výrazně liší od nuly  $\rightarrow$  zamítáme  $H_0$  (tzn. proměnná  $Y_t$  je závislá na proměnné  $X_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality).

Obdobně pomocí  $F$ -testu ověřujeme také (ne)závislost proměnné  $X_t$  na proměnné  $Y_t$ , kdy stanovíme nulovou hypotézu a alternativní hypotézu:

$H_0$  : proměnná  $X_t$  není závislá na proměnné  $Y_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality,

$H_1$  : proměnná  $X_t$  je závislá na proměnné  $Y_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality,

Postup testování je obdobný jako v předcházejícím případě pouze s tím rozdílem, že v regresních rovnicích prohodíme  $X$  za  $Y$  a obráceně.

Testování Grangerovy kauzality může mít tři východiska:

- jednosměrná závislost, kdy proměnná  $X_t$  příčinně působí na proměnnou  $Y_t$ , ale proměnná  $X_t$  není závislá na proměnné  $Y_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality či naopak,
- zpětná vazba, kdy proměnná  $Y_t$  je závislá na proměnné  $X_t$  ve smyslu Grangerovy kauzality a zároveň proměnná  $Y_t$  příčinně působí na proměnnou  $X_t$ .
- nezávislost proměnných, kdy proměnná  $X_t$  příčinně nepůsobí na proměnnou  $Y_t$  ani obráceně.

Všeobecně je doporučováno provádět testování Grangerovy kauzality pro různé maximální délky zpoždění  $p$  a zjistit tak, zda výsledky testů nejsou ovlivněny volbou hodnoty  $p$ . Pokud je s proměnnými  $X_t$  a  $Y_t$  v regresní rovnici zkorelována další proměnná  $Z_t$ , pak musíme do jednotlivých regresních vztahů jakožto vysvětlující proměnné zařadit její zpožděné hodnoty (Granger, 1969).

## 4 Datový soubor

Součástí této kapitoly je obecný popis dat včetně pravidel pro jejich správný výběr, základní charakteristika a popisná statistika použitých časových řad.

### 4.1 Obecný popis dat a základní charakteristika použitých časových řad

Při zpracovávání ekonometrických analýz je velice podstatný správný výběr dat. Pokud bychom totiž pracovali s nesprávnými daty, dospěli bychom ke značně zkresleným výsledkům a v důsledku toho také k chybným interpretacím. Časové řady použité v diplomové práci mohou vykazovat několik nedostatků. Prvním z nich je tzv. neekvidistantnost, jenž je zapříčiněna tím, že na akciových trzích neprobíhá obchodování každý den a tudíž jednotlivé časové řady nejsou ekvidistantní neboli není zachována konstantní vzdálenost mezi jejich jednotlivými prvky. Při výběru dat je rovněž zapotřebí zvolit správnou délku časové řady, přičemž je třeba brát v úvahu historický vývoj jednotlivých akciových trhů. Pokud by časové řady byly příliš krátké nebo naopak příliš dlouhé mohla by být negativním způsobem ovlivněna jejich vypovídací schopnost.

Vzájemná provázanost vybraných akciových trhů zemí střední Evropy je v diplomové práci zkoumána prostřednictvím nejpoužívanějších národních akciových indexů PX (Česká republika), WIG 20 (Polsko) a BUX (Maďarsko). Vzhledem k tomu že všechny tři zkoumané země střední Evropy jsou členy Evropské unie je v práci jako benchmarkové portfolio použit německý index DAX 30, přičemž německý akciový trh byl zvolen jako zástupný trh EU vzhledem k vůdčímu postavení Německa v EU a k velikosti německého akciového trhu dle tržní kapitalizace. Jakožto aproximace globálního akciového trhu slouží americký akciový trh reprezentovaný indexem S&P 500.

Všechny zmíněné akciové indexy jsou v diplomové práci zachyceny ve formě týdenních zavíracích kurzů respektive jejich logaritmických spojitých výnosů. Použity jsou pouze zavírací kurzy ve dnech, kdy se obchodovalo na všech analyzovaných trzích. Týdenní frekvence dat byla zvolena kvůli možnosti srovnání všech v diplomové práci zpracovávaných metod, přičemž model aplikovaný ČNB v rámci regresní analýzy je zkonstruován právě pro týdenní data. Logaritmický spojitý výnos v čase  $t$  ( $r_t$ ) lze vypočítat pomocí vzorce:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right), \text{ kde} \quad (4.1)$$

$P_t$  je hodnota akciového indexu v čase  $t$ ,

$P_{t-1}$  je hodnota akciového indexu v čase  $t-1$ .

V rámci naplnění cíle diplomové práce je vzájemná provázanost akciových trhů zemí střední Evropy testována v členění na tři období:

- předkrizové období od 5. ledna 2004 do 16. července 2007,
- krizové období od 16. července 2007 do 9. března 2009,
- pokrizové období od 9. března 2009 do 30. prosince 2013.

Zatímco první předkrizové období je charakteristické poměrně značným růstem akciových trhů, tak ve druhém krizovém období došlo naopak k propadu akciových trhů, jenž byl spojen s celkovou ekonomickou recesí. Třetí pokrizové období je pak typické mírným růstem či spíše stagnací vývoje na akciových trzích.

Vzhledem k tomu, že je v diplomové práci zkoumán vývoj celkem pěti akciových indexů v členění na tři období, budeme v praktické části pracovat s patnácti časovými řadami.

Veškeré údaje jsou čerpány ze serverů Patria Online a kurzy.cz.

## 4.2 Popisná statistika použitých časových řad

V této kapitole jsou srovnány základní statistické charakteristiky logaritmických spojitých výnosů týdenních zavíracích kurzů vybraných indexů jednak v rámci předkrizového, krizového a pokrizového období a jednak napříč těmito obdobími. Popisná statistika zahrnuje informace o střední hodnotě, mediánu, maximálních a minimálních hodnotách, směrodatné odchylce, rozptylu, šikmosti, špičatosti a počtu pozorování jednotlivých časových řad. Výstupem popisné statistiky jsou Tab. 4.1, Tab. 4.2, Tab. 4.3 a Graf 4.1, Graf 4.2 a Graf 4.3.

**Tab. 4.1 Základní statistické charakteristiky pro předkrizové období**

Základní statistické charakteristiky	PX	BUX	WIG 20	DAX 30	S&P 500
<b>Střední hodnota (Mean)</b>	0,005585	0,006229	0,004468	0,003790	0,001753
<b>Median</b>	0,007000	0,009449	0,008175	0,007381	0,003082
<b>Maximum</b>	0,084667	0,119229	0,082934	0,056572	0,032984
<b>Minimum</b>	-0,125227	-0,125868	-0,105211	-0,084313	-0,053315
<b>Směrodatná odchylka (Std. Dev.)</b>	0,027431	0,033971	0,030591	0,021439	0,014457
<b>Rozptyl (Variance)</b>	0,000752	0,001154	0,000936	0,000460	0,000209
<b>Šikmost ( Skewness)</b>	-1,234076	-0,607484	-0,703954	-1,009416	-0,552670
<b>Špičatost ( Kurtosis)</b>	7,135815	4,652018	4,209636	5,002902	3,620798
<b>Počet pozorování ( Observations)</b>	184	184	184	184	184

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Z Tab. 4.1 a Graf 4.1 je patrné, že v prvním předkrizovém období u všech sledovaných akciových indexů kladné výnosy převažovaly nad výnosy zápornými, o čemž svědčí kladná čísla středních hodnot a mediánu. V průměru nejvyšších výnosů dosahoval maďarský index BUX (0,006229) a nejnižších naopak americký S&P500 (0,001753). I přes průměrné kladné

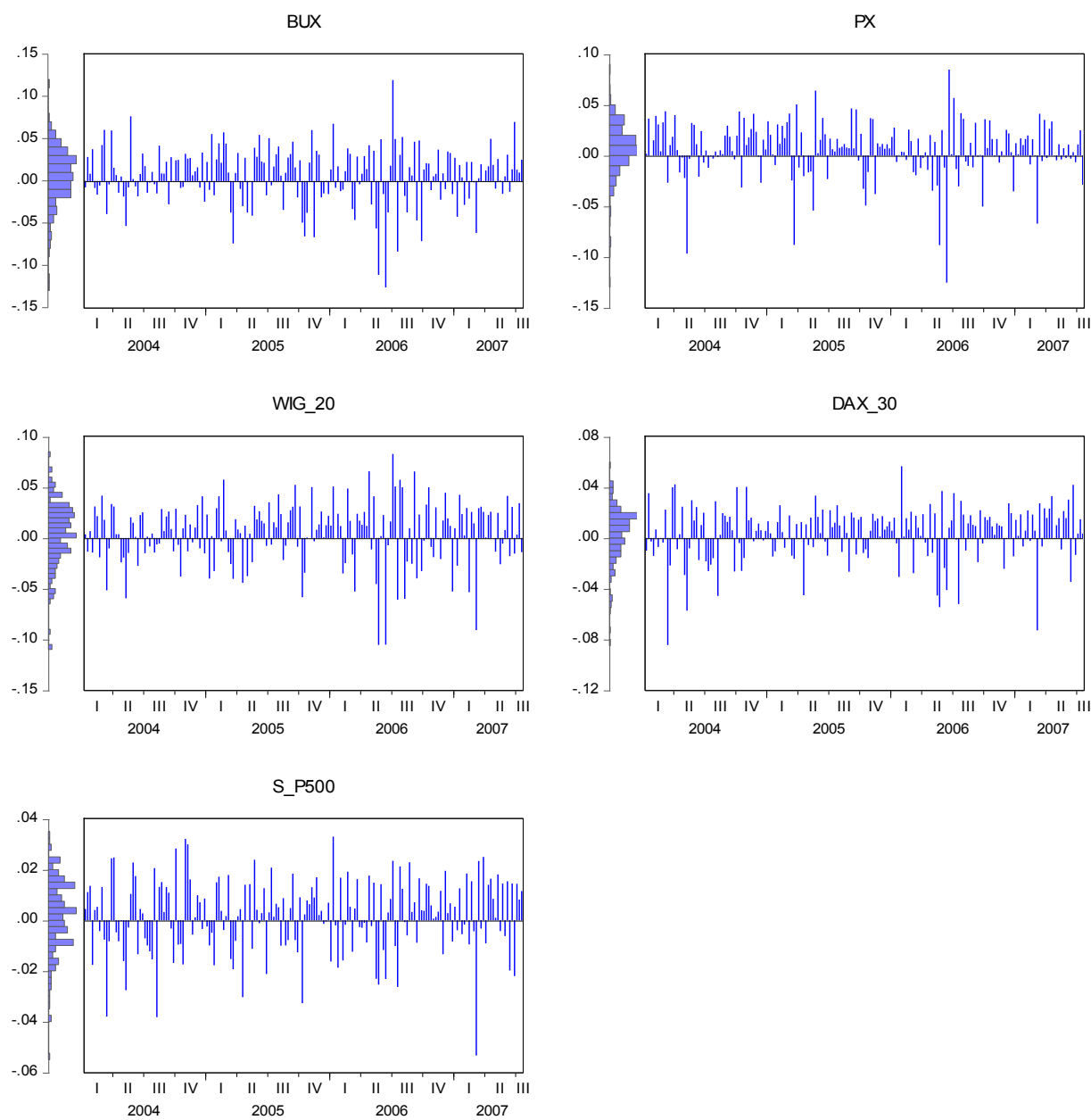


výnosy byl pro všechny indexy typický větší maximální propad výnosu nežli jeho maximální růst. Největší propad a zároveň i největší růst týdenních výnosů byl zaznamenán u maďarského indexu BUX, který byl tak v předkrizovém období charakteristický největším rozptylem hodnot ve srovnání s ostatními indexy. Celkově však rozptyl výnosů u všech indexů nebyl v prvním období nijak výrazný.

Vzhledem k tomu, že koeficient šikmosti je u všech pěti indexů záporné číslo, můžeme v tomto případě hovořit o negativní asymetrii neboli zešikmení doleva, což znamená, že vlevo od průměru se nachází více odlehklých hodnot, přičemž většina hodnot je nakumulována vpravo od průměru. Tato skutečnost je potvrzením faktu, že v průměru dosahují indexy častěji kladných nežli záporných výnosů, avšak maximální propady kurzů jsou větší ve srovnání s jejich maximálním růstem. O negativní asymetrii svědčí také vyšší hodnota mediánu nežli střední hodnoty.

Vzhledem ke kladným hodnotám koeficientu špičatosti u všech indexů v předkrizovém období lze konstatovat, že ve srovnání s normálním rozdělením jsou časové řady týdenních výnosů špičatější a většina hodnot tak leží blízko střední hodnoty. Nejvíce jsou hodnoty týdenních výnosu kolem střední hodnoty nakumulovány u indexu PX, jehož koeficient špičatosti činí 7,135815. V případě vyšší špičatosti má rovněž daná časová řada tzv. těžší konce nežli u normálního rozdělení a četnost výskytu extrémně vysokých kladných či záporných výnosů je tak mnohem častější než u normálního rozdělení.

**Graf 4.1 Vývoj týdenních zavíracích kurzů vybraných akciových indexů v předkrizovém období + histogram**



Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Základní statistické charakteristiky pro druhé krizové období jsou zachyceny v Tab. 4.2. Graficky znázorňuje logaritmické výnosy týdenních závěrečných kurzů jednotlivých indexů Graf 4.2

**Tab. 4.2 Základní statistické charakteristiky pro krizové období**

<b>Základní statistická charakteristika</b>	<b>PX</b>	<b>BUX</b>	<b>WIG 20</b>	<b>DAX 30</b>	<b>S&amp;P 500</b>
<b>Střední hodnota (Mean)</b>	-0,012337	-0,012753	-0,011242	-0,009144	-0,009636
<b>Median</b>	-0,003908	-0,011399	-0,007994	-0,004198	-0,009670
<b>Maximum</b>	0,253044	0,277909	0,146839	0,148153	0,129509
<b>Minimum</b>	-0,211010	-0,193454	-0,128707	-0,129891	-0,149083
<b>Směrodatná odchylka (Std. Dev.)</b>	0,056559	0,055585	0,048250	0,042975	0,041250
<b>Rozptyl (Variance)</b>	0,003199	0,003090	0,002328	0,001847	0,001702
<b>Šikmost ( Skewness)</b>	0,346378	0,840306	-0,120938	0,092486	0,116752
<b>Špičatost ( Kurtosis)</b>	8,839177	11,972250	3,639632	4,811123	5,165886
<b>Počet pozorování ( Observations)</b>	86	86	86	86	86

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

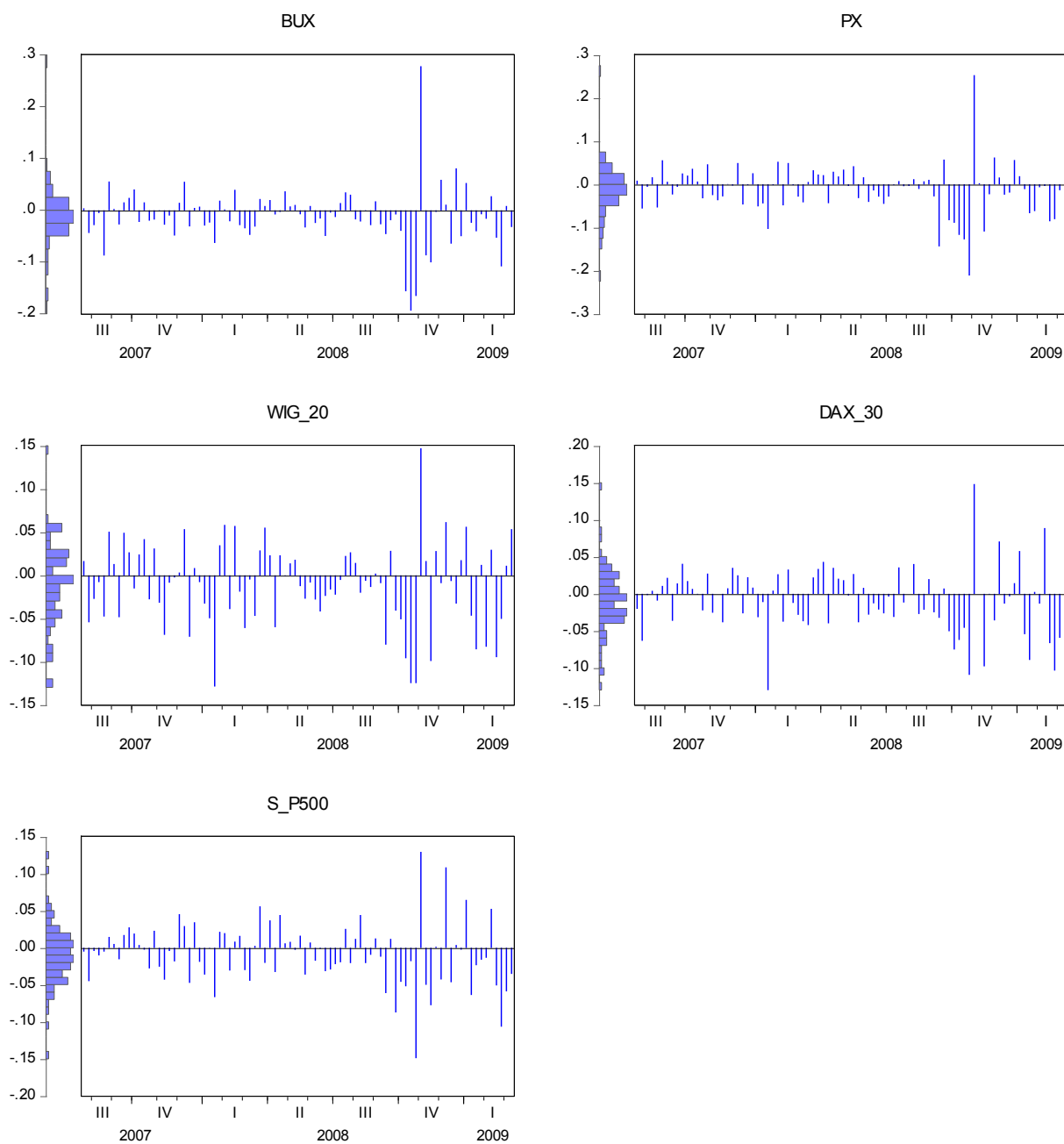
Na rozdíl od předkrizového období byly v krizovém období střední hodnoty i medián výnosů jednotlivých indexů záporné, což znamená, že záporné výnosy v tomto období převažovaly nad kladnými. Největší průměrný pokles výnosů byl zaznamenán u maďarského indexu BUX (-0,012753). Zatímco v předkrizovém období byly maximální propady kurzů vyšší než jejich maximální růst, v krizovém období tomu bylo s výjimkou indexu S&P 500 naopak. Největšího růstu výnosů dosáhl maďarský index BUX (0,277909), oproti tomu k největšímu propadu došlo u českého indexu PX (-0,211010). V krizovém období byl u všech indexů rovněž typický mnohem větší rozptyl hodnot výnosů týdenních závěrečných kurzů.

S výjimkou polského indexu WIG 20 byl koeficient šikmosti v krizovém období na rozdíl od období předkrizového u všech ostatních indexů kladný, což svědčí o pozitivní asymetrii časové řady jejich výnosů. Lze tedy říci, že vpravo od průměru se nachází více odlehlých hodnot, avšak převážná část hodnot je nashromážděna vlevo od průměru, čímž se potvrzuje teze o převažujících záporných výnosech. U polského indexu WIG 20 byl koeficient šikmosti v krizovém období mírně záporný a časová řada výnosů daného indexu tak byla zešikmena doleva. Vlevo od průměru je tím pádem více odlehlých hodnot, ale většina hodnot je nakumulována vpravo od průměru.

Koeficient špičatosti je stejně jako v předkrizovém období u všech indexů kladný. Časové řady týdenních výnosů jednotlivých indexů jsou tedy i v tomto případě špičatější nežli u normálního rozdělení a převážná část hodnot se nachází kolem střední hodnoty.

Nejmarkantnější je nashromáždění hodnot týdenních výnosů kolem střední hodnoty možno vidět u indexu BUX, jehož koeficient špičatosti činí 11,972250.

**Graf 4.2 Vývoj týdenních zavíracích kurzů vybraných akciových indexů v krizovém období + histogram**



Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Základní statistické charakteristiky pro třetí pokrizové období jsou obsaženy v Tab. 4.3. Graficky zachycuje logaritmické výnosy týdenních zavíracích kurzů jednotlivých indexů Graf 4.3.

**Tab. 4.3 Základní statistické charakteristiky pro pokrizové období**

<b>Základní statistická charakteristika</b>	<b>PX</b>	<b>BUX</b>	<b>WIG 20</b>	<b>DAX 30</b>	<b>S&amp;P 500</b>
<b>Střední hodnota (Mean)</b>	0,001732	0,002457	0,001994	0,003787	0,003989
<b>Median</b>	0,000289	0,002830	0,000640	0,004095	0,004139
<b>Maximum</b>	0,099004	0,107249	0,119927	0,091191	0,108270
<b>Minimum</b>	-0,137805	-0,100498	-0,122780	-0,160425	-0,139421
<b>Směrodatná odchylka (Std. Dev.)</b>	0,029034	0,033563	0,030484	0,030307	0,026390
<b>Rozptyl (Variance)</b>	0,000843	0,001126	0,000929	0,000919	0,000696
<b>Šikmost ( Skewness)</b>	-0,051686	-0,012288	-0,065781	-0,732762	-0,161265
<b>Špičatost ( Kurtosis)</b>	5,959341	3,788556	5,178346	6,380816	7,334819
<b>Počet pozorování ( Observations)</b>	251	251	251	251	251

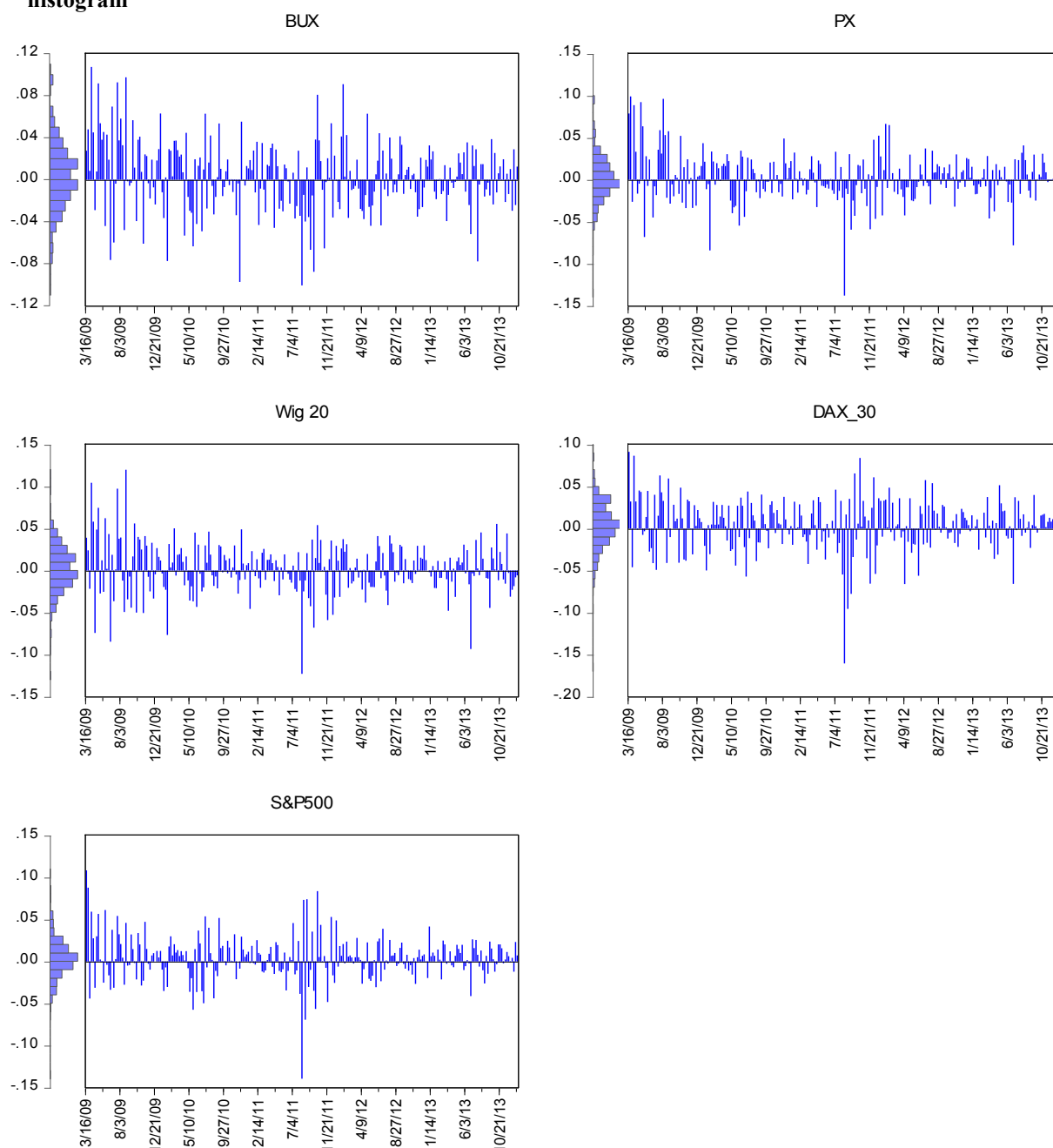
Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Průměrné výnosy jednotlivých indexů v pokrizovém období byly oproti období krizovému opět kladné a lze tedy říci, že kladné výnosy v tomto období převažovaly nad výnosy zápornými. U indexů zemí střední Evropy však byly v pokrizovém období zaznamenány podstatně menší průměrné výnosy ve srovnání s předkrizovým obdobím. U německého indexu DAX 30 byla výše průměrných výnosů v těchto dvou obdobích zhruba stejná a americký index S&P 500 byl v průměru výnosnější v pokrizovém období. Stejně jako v předkrizovém období byly i v období pokrizovém extrémní propady výnosů jednotlivých indexů kromě maďarského indexu BUX větší než jejich extrémní růst. Největší propad výnosů jsme v pokrizovém období zaznamenali u německého indexu DAX 30 (-0,160425), největšího růstu naopak dosáhl polský index WIG 20 (0, 119927). Rozptyl výnosů u všech indexů se oproti krizovému období značně snížil. Přičemž u indexů středoevropských akciových trhů, tedy PX, BUX a WIG 20 se jejich hodnota vrátila zhruba na stejnou úroveň jako před krizí.

Koeficient šikmosti byl v pokrizovém období u všech pěti indexů záporný. Lze tedy hovořit o negativní asymetrii neboli zešikmení doleva, kdy časová řada výnosů jednotlivých indexů zahrnuje více záporných než kladných extrémních hodnot, avšak většina hodnot je nashromážděna vpravo od průměru a celkově tak převažují kladné hodnoty. Nejvíce zešikmena byla v pokrizovém období časová řada výnosů německého indexu DAX 30 (0,732762). Ve srovnání s předkrizovým obdobím však bylo zešikmení u všech indexů mnohem menší.

Stejně jako v předcházejících dvou obdobích jsou i v pokrizovém období vzhledem ke kladným hodnotám koeficientu špičatosti časové řady týdenních výnosů špičatější oproti normálnímu rozdělení a většina hodnot je tím pádem rozmístěna kolem střední hodnoty, což můžeme nejlépe vidět u amerického indexu S&P 500, jehož koeficient špičatosti dosahuje výše 7,334819.

**Graf 4.3 Vývoj týdenních zavíracích kurzů vybraných akciových indexů v pokrizovém období + histogram**



Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

## 5 Výsledky empirické analýzy vzájemných vazeb akciových trhů

V této kapitole jsou prakticky aplikovány ekonometrické metody popsané v kap. 3. Nejprve je provedena korelační analýza. Dále je zpracována regresní analýza dle modelu aplikovaného ČNB a na jejím základě je otestována homoskedasticita náhodných složek pomocí Whiteova testu, autokorelace reziduí pomocí Ljung-Box Q-testu a normalita reziduí pomocí Jarque-Bera testu. Následně je učiněna kointegrační analýza, jejíž součástí je testování stacionarity pomocí ADF testu a samotný Engle-Grangerův kointegrační test. Nakonec je vypracován model vektorové autoregrese, v rámci něhož je ověřena příčinná souvislost mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu. Veškeré výpočty v této kapitole jsou provedeny pomocí softwaru Eviews 7.2 a Microsoft Office Excel 2007.

### 5.1 Korelační analýza

Výstupem korelační analýzy jsou tzv. korelační koeficienty udávající míru lineární závislosti mezi danými proměnnými. Pro jejich výpočet slouží vzorec 3.1 uvedený v kap. 3.1. Před samotným výpočtem korelačních koeficientů byly časové řady výnosů jednotlivých indexů vyhlazeny pomocí tzv. Hodrick-Prescottova filtru. Výsledné hodnoty korelačních koeficientů v členění na předkrizové, krizové a pokrizové období jsou zachyceny v Tab. 5.1, Tab. 5.2 a Tab. 5.3.

**Tab. 5.1 Korelační koeficienty pro první (předkrizové) období**

Název indexu	PX	BUX	WIG 20	DAX 30	S&P 500
PX	1,000000	0,656193	0,679490	0,581731	0,531403
BUX	X	1,000000	0,748165	0,533961	0,490548
WIG 20	X	X	1,000000	0,581660	0,595147
DAX	X	X	X	1,000000	0,813586
S&P 500	X	X	X	X	1,000000

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

**Tab. 5.2 Korelační koeficienty pro druhé (krizové) období**

Název indexu	PX	BUX	WIG 20	DAX 30	S&P 500
PX	1,000000	0,793453	0,821731	0,782748	0,744013
BUX	X	1,000000	0,718869	0,681893	0,663093
WIG 20	X	X	1,000000	0,799831	0,696586
DAX	X	X	X	1,000000	0,867863
S&P 500	X	X	X	X	1,000000

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

**Tab. 5.3 Korelační koeficienty pro třetí (pokrizové) období**

Název indexu	PX	BUX	WIG 20	DAX 30	S&P 500
<b>PX</b>	1,000000	0,667017	0,664021	0,688939	0,635615
<b>BUX</b>	X	1,000000	0,670161	0,616725	0,561438
<b>WIG 20</b>	X	X	1,000000	0,694488	0,638135
<b>DAX</b>	X	X	X	1,000000	0,835827
<b>S&amp;P 500</b>	X	X	X	X	1,000000

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Z výsledků korelační analýzy vyplývá, že mezi všemi dvojicemi indexů ve všech obdobích existuje statisticky významná lineární závislost, jelikož hodnota všech korelačních koeficientů je větší než nula. Dalším závěrem provedené korelační analýzy je skutečnost, v krizovém období je lineární závislost mezi výnosy jednotlivých indexů větší než v období předkrizovém či pokrizovém. Jedinou výjimkou je závislost mezi polským indexem WIG 20 a maďarským BUX, která je v předkrizovém období nepatně vyšší než v období krizovém. V převážné většině případů rovněž platí, že v pokrizovém období je lineární závislost mezi výnosy zkoumaných indexů větší než před krizí. Výjimku opět tvoří pouze dvojice indexů WIG 20 a BUX respektive WIG 20 a PX.

Největší lineární závislost ve všech třech obdobích byla prokázána mezi výnosy indexů benchmarkových akciových trhů tedy trhy USA a Německa. Závislost mezi těmito dvěma akciovými trhy byla rovněž i přes proběhlou krizi poměrně stabilní. Naopak nejmenší lineární závislost byla identifikována mezi americkým a maďarským trhem. Maďarský a polský trh byly v předkrizovém a pokrizovém období nejvíce závislé na sobě navzájem a v krizovém období pak byly oba jmenované akciové trhy nejvíce provázány s trhem českým. Český trh byl v prvních dvou obdobích nejvíce ovlivňován trhem polským a v pokrizovém období pak trhem německým. Avšak míra závislosti na německém trhu v období po krizi je srovnatelná se závislostí na polském či maďarském trhu. Na základě korelační analýzy lze tedy konstatovat, že středoevropské akciové trhy jsou spíše závislé na sobě navzájem než na benchmarkových trzích USA či Německa. Z výsledných hodnot korelační analýzy můžeme rovněž vypořádat, že středoevropské akciové trhy byly ve všech třech obdobích více ovlivňovány trhem německým reprezentujícím trhy eurozóny nežli americkým.



## 5.2 Regresní analýza

Součástí kapitoly je zpracování regresní analýzy pomocí modelu používaného ČNB, jehož konstrukce je znázorněna ve vzorci (3.5). Jako nezávisle proměnné jsou použity časové řady týdenních výnosů německého indexu DAX 30 a amerického indexu S&P 500. Závisle proměnnými jsou pak týdenní výnosy českého akciového indexu PX, maďarského BUX a polského WIG 20. Jelikož ověřujeme závislost třech středoevropských akciových trhů na dvou benchmarkových trzích ve třech obdobích je v rámci této regresní analýzy odhadnuto celkem osmnáct regresních modelů. U všech odhadnutých modelů je dále testována existence základních předpokladů klasické lineární regrese. Mezi uvedené předpoklady patří homoskedasticita reziduální složky neboli její konstantnost, jenž je testována prostřednictvím Whiteova testu, neexistence autokorelace tedy nezávislost reziduální složky na svých zpožděných hodnotách, k jejímuž testování je použit Ljung-Box  $Q$ -test, a normalita rozdělení reziduální složky, jenž je ověřována pomocí Jarque-Bera testu. V poslední části kapitoly je na základě uvedených testů vyhodnocena vypovídací schopnost jednotlivých regresních modelů a vyvozeny závěry z provedené regresní analýzy. Vzhledem k rozsahu předkládané diplomové práce se v případě výskytu heteroskedasticity, autokorelace či nenormality reziduí nebudeme zabývat jejich odstraňováním.

### 5.2.1 Výsledky regresní analýzy

Regresní analýza zpracovávaná dle metodiky ČNB je založena na tzv. metodě nejmenších čtverců neboli OLS regresi. Výsledné odhady regresních modelů vytvořené na základě metody nejmenších čtverců jsou zobrazeny v Tab. 5.4 pro závisle proměnnou DAX 30 a v Tab. 5.5 pro závisle proměnnou S&P 500. V uvedených tabulkách jsou v rámci OLS regrese pro všechny akciové indexy příslušných středoevropských trhů a pro všechna tři období stanoveny hodnoty čtyř parametrů, kterými jsou *Intercept* neboli úrovněová konstanta, *Gamma koeficient*, *Adjusted R-squared* neboli upravený koeficient determinace a vypočtená *F-statistika*. Symboly \*\*\*, \*\* a \* vyjadřují statistickou významnost daných parametrů na jednoprocentní, pětiprocentní a deseti procentní hladině významnosti.

Z důvodu možnosti existence heteroskedasticity a autokorelace reziduální složky byl pro odhad regresního modelu použit tzv. HAC estimátor (Heteroskedasticity and autocorrelation consistent estimator), jenž slouží k zajištění robustnosti odhadu reziduálních složek vůči heteroskedasticitě a autokorelaci.

**Tab. 5.4 Výsledné hodnoty OLS regrese s německým indexem DAX 30 jako nezávisle proměnnou**

Název indexu	Statistické hodnoty	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
PX	Intercept	0,002764	-0,002917	-0,000768
	Gamma koeficient	0,744332***	1,030178***	0,660000***
	Adjusted R-squared	0,334776	0,608084	0,472527
	F-statistics	93,09532	132,8830	224,9577
BUX	Intercept	0,003023	-0,004688*	-0,000130
	Gamma koeficient	0,846099***	0,881980***	0,682985***
	Adjusted R-squared	0,281186	0,458609	0,377861
	F-statistics	72,58606	73,00289	152,8396
WIG 20	Intercept	0,001322	-0,003030	-0,000652
	Gamma koeficient	0,829968***	0,898010***	0,698553***
	Adjusted R-squared	0,334693	0,635441	0,480234
	F-statistics	93,06083	149,1583	231,9857

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

**Tab. 5.5 Výsledné hodnoty OLS regrese s americkým indexem S&P 500 jako nezávisle proměnnou**

Název indexu	Statistické hodnoty	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
PX	Intercept	0,003817**	-0,003390	-0,001058
	Gamma koeficient	1,008307***	0,814798***	0,699291***
	Adjusted R-squared	0,278446	0,479104	0,401613
	F-statistics	71,61917	79,18026	168,7897
BUX	Intercept	0,004208*	-0,004143	-0,000391
	Gamma koeficient	1,152707***	0,893530***	0,714038***
	Adjusted R-squared	0,236465	0,433022	0,312462
	F-statistics	57,67470	65,91770	114,6165
WIG 20	Intercept	0,002259	-0,002507	-0,000946
	Gamma koeficient	1,259335***	1,020148***	0,737136***
	Adjusted R-squared	0,350651	0,548241	0,404836
	F-statistics	99,82081	104,1535	171,0520

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Z Tab. 5.4 a Tab. 5.5 je patrné, že hodnoty gama koeficientu vyjadřující míru změny výnosu akciového indexu země  $i$  při zvýšení výnosu benchmarkového aktiva o jednotku jsou u všech odhadnutých regresních modelů statisticky významné na jednoprocenní hladině významnosti. Úrovňová konstanta je staticky významná na pětiprocentní hladině významnosti u odhadu regresního modelu vyjadřujícího závislost týdenních výnosů českého indexu PX na týdenních výnosech amerického indexu S&P 500 v předkrizovém období. Na desetiprocentní hladině významnosti je pak úrovňová konstanta statisticky významná u regresních modelů, kde vysvětlovanou proměnnou jsou týdenní výnosy maďarského indexu BUX a vysvětlující proměnnou jsou týdenní výnosy německého indexu DAX 30 v krizovém období respektive amerického indexu S&P 500 v předkrizovém období.

Před samotným vyhodnocením výsledků OLS regrese musíme nejprve ověřit, zda odhadnuté modely splňují základní předpoklady klasické lineární regrese, kterými jsou homoskedasticita reziduální složky, neexistence autokorelace reziduí a normalita rozdělení reziduální složky.

### 5.2.2 Testování homoskedasticity pomocí Whiteova testu

Jedním z nejčastěji používaných testů pro ověření homoskedasticity neboli konečnosti a konstantnosti rozptylu reziduálních složek je Whiteův test, jehož podstata je popsána v kap. 3.2.2. Výsledné hodnoty Whiteova testu vypočítané pomocí softwaru EvIEWS 7.2 jsou uvedeny v Příloze č. 3. Jsou zde obsaženy hodnoty testovací  $F$ -statistiky, pomocí níž je ověřována hypotéza o nulovosti koeficientů u jednotlivých regresorů, a příslušné hodnoty pravděpodobnosti. Aby mohla být přijata nulová hypotéza o konstantnosti rozptylu reziduí na pětiprocentní hladině významnosti, musí být hodnota pravděpodobnosti větší než 0,05.

Výsledky Whiteova testu homoskedasticity pro jednotlivé odhady regresních modelů jsou přehledně shrnuty v Tab. 5.6, která udává, zda pro daný odhad modelu lze přijmout nulovou hypotézu o homoskedasticitě či nikoliv.

**Tab. 5.6 Vyhodnocení Whiteova testu homoskedasticity reziduí**

Nezávisle proměnné	Závisle proměnné	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
<b>DAX 30</b>	<b>PX</b>	NE	NE	NE
	<b>BUX</b>	ANO	NE	ANO
	<b>WIG 20</b>	ANO	ANO	ANO
<b>S&amp;P 500</b>	<b>PX</b>	NE	NE	NE
	<b>BUX</b>	ANO	NE	NE
	<b>WIG 20</b>	ANO	ANO	NE

Zdroj: vlastní zpracování

V předkrizovém období nelze přijmout nulovou hypotézu o homoskedasticitě reziduí na pětiprocentní hladině významnosti v případě odhadů regresních modelů, u kterých závisle proměnnou jsou týdenní výnosy českého indexu PX. U ostatních modelů v rámci předkrizového období přijímáme nulovou hypotézu na dané hladině významnosti. V krizovém období byla prokázána heteroskedasticita na pětiprocentní hladině významnosti u všech regresních modelů s výjimkou těch, u nichž endogenní proměnnou jsou týdenní výnosy polského indexu WIG 20. Stejně jako v období krize byla i v pokrizovém období homoskedasticita identifikována pouze u dvou regresních modelů, kde v obou případech jsou exogenní proměnnou týdenní výnosy německého indexu DAX 30 a endogenními proměnnými pak týdenní výnosy maďarského indexu BUX a polského WIG 20.

V rámci jednotlivých indexů jsou nejlepší výsledky vykazovány u polského indexu WIG 20 jakožto vysvětlované proměnné, u kterého zamítáme nulovou hypotézu o

homoskedasticitě pouze v jednom případě, konkrétně v pokrizovém období, kde vysvětlující proměnnou jsou týdenní výnosy amerického indexu S&P 500. Naopak nejhorší výsledky jsou dosaženy u českého indexu PX jakožto endogenní proměnné, jelikož u všech regresních modelů obsahujících zmíněný index byla identifikována heteroskedasticita.

U všech odhadů regresních modelů, u nichž byla zjištěna heteroskedasticita reziduí, může dojít k výraznému zkreslení rozptylu a odhad  $\hat{\gamma}$  není v takovém případě nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady parametru  $\gamma$ .

### 5.2.3 Testování autokorelace pomocí Ljung-Box $Q$ -testu

K testování autokorelace reziduí je v diplomové práci použit Ljung-Box  $Q$ -test (dále jen LB  $Q$ -test), jenž je podrobně charakterizován v kap. 5.2.3. Vstupním parametrem LB  $Q$ -testu je maximální řád zpoždění. Protože nemůžeme vyloučit existenci sezónní autokorelace, jenž by mohla ovlivnit vypovídací schopnost modelů, byl maximální řád zpoždění určen dle počtu pozorování v jednotlivých obdobích. V předkrizovém, krizovém a pokrizovém období tak byl řád zpoždění zvolen popořadě ve výši 184, 86 a 251. Výsledné hodnoty testovací  $Q$ -statistiky a příslušných hodnot pravděpodobnosti jsou znázorněny v Příloze č. 3. Pro zjednodušení jsou zde obsaženy hodnoty pouze pro prvních třináct řádů zpoždění, což vzhledem k týdenní frekvenci dat znamená zpoždění zhruba o tři měsíce. U vyšších řádů zpoždění byla identifikována autokorelace na pětiprocentní hladině významnosti pouze u modelu vyjadřujícího závislost týdenních výnosů maďarského indexu BUX na týdenních výnosech amerického indexu S&P 500, u kterého však byla zamítnuta nulová hypotéza o neexistenci autokorelace už při nižších řádech zpoždění.

Výsledky LB  $Q$ -testu autokorelace reziduí pro jednotlivé odhady regresních modelů jsou přehledně shrnuty v Tab. 5.7, která udává, zda přijímáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace na pětiprocentní hladině významnosti či nikoliv.

**Tab. 5.7 Vyhodnocení Ljung-Box  $Q$ -testu autokorelace reziduí**

Nezávisle proměnné	Závisle proměnné	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
<b>DAX 30</b>	<b>PX</b>	ANO	ANO	ANO
	<b>BUX</b>	ANO	NE	ANO
	<b>WIG 20</b>	ANO	NE	ANO
<b>S&amp;P 500</b>	<b>PX</b>	NE	ANO	ANO
	<b>BUX</b>	ANO	NE	ANO
	<b>WIG 20</b>	ANO	ANO	ANO

Zdroj: vlastní zpracování

V předkrizovém období zamítáme nulovou hypotézu o sériové nezávislosti reziduí na pětiprocentní hladině významnosti pouze u modelu, u kterého vysvětlující proměnnou jsou týdenní výnosy amerického indexu S&P 500 a vysvětlovanou proměnnou týdenní výnosy

českého indexu PX. U všech ostatních modelů v předkrizovém období přijímáme nulovou hypotézu na pětiprocentní hladině významnosti. V krizovém období byla na pětiprocentní hladině významnosti autokorelace identifikována u obou modelů, které jako závisle proměnnou obsahují týdenní výnosy maďarského indexu BUX a rovněž u modelu vyjadřujícího závislost mezi německým indexem DAX 30 a polským indexem WIG 20. V pokrizovém období přijímáme nulovou hypotézu o sériové nezávislosti reziduí na pětiprocentní hladině významnosti u všech odhadů regresních modelů. S ohledem na prokázání autokorelace na pětiprocentní hladině významnosti u poloviny odhadovaných regresních modelů je tedy nejproblematictější období krize.

#### 5.2.4 Testování normality pomocí Jarque-Bera testu

Jedním z nejpoužívanějších testů normality rozdělení reziduální složky je Jarque-Bera test, jehož postup je součástí kap. 5.2.4. Výsledné hodnoty testovací JB-statistiky a příslušné hodnoty pravděpodobnosti stanovené prostřednictvím softwaru Eviews 7.2 jsou součástí Přílohy č. 3.

V Tab. 5.8 je zobrazen přehledný souhrn výsledků JB-testu normality reziduí. Uvedená tabulka obsahuje informaci o tom, zda přijímáme nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí nebo zda ji zamítáme.

**Tab. 5.8 Vyhodnocení Jarque-Bera testu normality reziduí**

Nezávisle proměnné	Závisle proměnné	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
<b>DAX 30</b>	<b>PX</b>	NE	NE	NE
	<b>BUX</b>	NE	NE	ANO
	<b>WIG 20</b>	ANO	ANO	NE
<b>S&amp;P 500</b>	<b>PX</b>	NE	NE	NE
	<b>BUX</b>	NE	NE	NE
	<b>WIG 20</b>	ANO	ANO	NE

Zdroj: vlastní zpracování

V předkrizovém i krizovém období přijímáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí na pětiprocentní hladině významnosti u odhadů regresních modelů, v nichž endogenní proměnnou jsou týdenní výnosy polského indexu WIG 20. V období pokrizovém bylo normální rozdělení reziduí na pětiprocentní hladině významnosti prokázáno pouze u modelu vyjadřujícího závislost mezi týdenními výnosy německého indexu DAX 30 a maďarského indexu BUX. Z pohledu splnění předpokladu normality reziduí tedy mají nejlepší vypovídací schopnost odhady regresních modelů, v nichž závisle proměnnou jsou týdenní výnosy polského indexu WIG 20. Naopak nejhorší vypovídací schopnost lze očekávat u odhadů regresních modelů, ve kterých vysvětlovanou proměnnou jsou týdenní výnosy českého indexu PX.

Důsledkem nenormality reziduí může být nespolehlivost intervalů spolehlivosti či špatná vypovídací schopnost testů pro regresní parametry. Vzhledem k velkému počtu pozorování v jednotlivých časových řadách by však nesplnění předpokladu normality nemělo představovat nijak závažnou překážku, jelikož při využití velkého rozsahu můžeme na základě asymptotické teorie dosáhnout aproximativně shodných výsledků jako v případě splnění předpokladu normality.

### 5.2.5 Vyhodnocení regresní analýzy

Součástí této kapitoly je jednak určení vypovídací schopnosti jednotlivých regresních modelů a jednak závěrečná interpretace výsledků regresní analýzy.

#### Určení míry vypovídací schopnosti jednotlivých regresních modelů

Na základě Tab. 5.9 můžeme zhodnotit vypovídací schopnost jednotlivých odhadů regresních modelů učiněných v kap. 5.2.1. Uvedená tabulka zahrnuje souhrnný přehled výsledků statistických testů klasických předpokladů lineární regrese. V rámci každého modelu je zde tedy poskytována informace, zda lze přijmout nulovou hypotézu o konstantnosti rozptylu reziduí (homoskedasticita), sériové nezávislosti reziduí (neexistence autokorelace) a normalitě rozdělení reziduí. Tučně jsou vyznačeny odhady regresních modelů, u kterých byla prokázána existence alespoň dvou ze tří předpokladů klasické lineární regrese a jejichž výsledky mohou mít relativně dobrou vypovídací schopnost.

**Tab. 5.9 Souhrnné vyhodnocení testů klasických předpokladů lineární regrese**

Nezávisle	Závisle proměnné	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové
<b>DAX 30</b>	<b>PX</b>	NE-ANO-NE	NE-ANO-NE	NE-ANO-NE
	<b>BUX</b>	<b>ANO-ANO-NE</b>	NE-NE-NE	<b>ANO-ANO-ANO</b>
	<b>WIG 20</b>	<b>ANO-ANO-ANO</b>	<b>ANO-NE-ANO</b>	<b>ANO-ANO-NE</b>
<b>S&amp;P 500</b>	<b>PX</b>	NE-NE-NE	NE-ANO-NE	NE-ANO-NE
	<b>BUX</b>	<b>ANO-ANO-NE</b>	NE-NE-NE	NE-ANO-NE
	<b>WIG 20</b>	<b>ANO-ANO-ANO</b>	<b>ANO-ANO-ANO</b>	NE-ANO-NE

Zdroj: vlastní zpracování

Všechny tři předpoklady klasické lineární regrese (homoskedasticita, neexistence autokorelace a normalita reziduí) jsou splněny pouze u čtyř modelů, přičemž ve třech případech se jedná o modely obsahující týdenní výnosy polského indexu WIG 20 jako závisle proměnnou. Čtvrtým případem, kdy jsou splněny všechny předpoklady klasické lineární regrese, je model vyjadřující závislost maďarského indexu BUX na německém DAX 30. U dalších tří regresních modelů je porušen pouze předpoklad normality reziduí, což by vzhledem k velkému rozsahu použitých časových řad nemělo představovat závažný problém. Jejich vypovídací schopnost by tedy měla být poměrně vysoká. Jedná se o odhady regresních

modelů určujících závislost maďarského indexu BUX na obou benchmarkových indexech v předkrizovém období a polského indexu WIG 20 na německém DAX 30 v pokrizovém období. Ze zbývajících regresních modelů může mít dostačující vypovídací schopnost ještě model vyjadřující závislost polského indexu WIG 20 na německém DAX 30 v krizovém období. Avšak vzhledem k zamítnutí nulové hypotézy o sériové nezávislosti reziduí by u zmíněného modelu mohl být zkreslen odhad rozptylu regresních koeficientů ( $\hat{\sigma}_{\beta_i}^2$ ) i odhad samotných regresních koeficientů ( $\hat{\beta}_i$ ).

Naopak velice nízkou vypovídací schopnost lze předpokládat u modelů, u nichž byly na pětiprocentní hladině významnosti zamítnuty všechny tři předpoklady klasické lineární regrese. V tomto případě se jedná o modely v nichž endogenní proměnnou jsou týdenní výnosy maďarského indexu BUX v krizovém období a o model zahrnující týdenní výnosy českého indexu PX jakožto endogenní proměnnou a amerického indexu S&P 500 jako exogenní proměnnou v předkrizovém období.

U všech ostatních odhadů regresních modelů (celkem 7) byla na pětiprocentní hladině významnosti přijata pouze nulová hypotéza o neexistenci autokorelace. Proto u nich může dojít k výraznému zkreslení rozptylu a odhad  $\hat{\gamma}$  není v takovém případě nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady parametrů  $\gamma$ . Vypovídací schopnost těchto odhadů regresních modelů je tak poměrně nízká.

Celkově mají nejlepší vypovídací schopnost odhady regresních modelů obsahující týdenní výnosy polského indexu WIG 20 jako závisle proměnnou, jelikož pět ze šesti těchto modelů splňuje minimálně dva ze tří předpokladů klasické lineární regrese. Naopak nejhorší vypovídací schopnost mají odhady regresních modelů zahrnujících jako závisle proměnnou týdenní výnosy českého indexu PX, kde je přijata maximálně jedna nulová hypotéza v rámci klasických předpokladů lineární regrese. Při srovnání odhadů regresních modelů dle exogenní proměnné lze říci, že lepší vypovídací schopnost vykazují odhady regresních modelů, v nichž exogenní proměnnou jsou týdenní výnosy německého indexu DAX 30.

V rámci jednotlivých období byla nejlepší vypovídací schopnost prokázána u regresních modelů v předkrizovém období a nejhorší naopak v krizovém období.

### **Interpretace výsledků regresní analýzy**

Na základě Tab. 5.4 a Tab. 5.5 obsahujících výsledné hodnoty OLS regrese a Tab. 5.9 zahrnující souhrnné vyhodnocení testů klasických předpokladů lineární regrese lze učinit závěry regresní analýzy. Míru provázanosti středoevropských akciových trhů

s benchmarkovými trhy Německa a USA lze nejlépe interpretovat na modelech, u nichž závisle proměnnou jsou týdenní výnosy polského indexu WIG 20, jelikož u nich byla identifikována nejlepší vypovídací schopnost.

Z výsledků OLS regrese je patrné, že integrace polského akciového trhu s německým i americkým trhem v době krize vzrostla a v pokrizovém období naopak výrazně poklesla, čímž se potvrzuje hypotéza, že v období krizí jsou jednotlivé akciové trhy více propojeny. Vývoj na polském akciovém trhu byl dokonce dle hodnoty gama koeficientu (1,020) v období krize téměř totožný s vývojem na americkém akciovém trhu. Větší míru integrace v krizovém období potvrzují i hodnoty koeficientu determinace. V případě provázanosti polského akciového trhu s německým v krizovém období lze daným modelem vysvětlit 63,54 % rozptylu týdenních výnosů polského indexu WIG 20 a v případě integrace s americkým akciovým trhem činí tato hodnota 54,82 %. Rovněž můžeme vyvodit závěr, že v pokrizovém období je míra integrace daných akciových trhů mnohem nižší než v období předkrizovém. Polský akciový trh byl v předkrizovém období více integrován s trhem německým aproximujícím vývoj v eurozóně a v dalších dvou obdobích s globálním americkým trhem.

Obdobný vývoj jako u polského akciového trhu lze sledovat i u trhu maďarského reprezentovaného týdenními výnosy indexu BUX. Rovněž zde byla identifikována větší provázanost daného akciového trhu s oběma benchmarkovými trhy v době krize, avšak vzhledem k nižším hodnotám koeficientu determinace lze příslušnými modely vysvětlit menší podíl rozptylu týdenních výnosů maďarského indexu BUX. Maďarský akciový trh je také v pokrizovém období v mnohem menší míře integrován s německým a americkým trhem než v době před krizí. Ve všech třech obdobích byla prokázána mírně vyšší míra integrace s americkým akciovým trhem nežli s německým.

Vzhledem k nedostatečné vypovídací schopnosti regresních modelů v krizovém období a v případě nezávisle proměnné S&P 500 i v období pokrizovém tak lze s vyšší mírou pravděpodobnosti vyvodit pouze závěr, že v pokrizovém období je vývoj na maďarském akciovém trhu méně ovlivňován vývojem na akciových trzích eurozóny a globálním americkém akciovém trhu než v období před krizí. Rovněž lze učinit tvrzení, že maďarský akciový trh je o trochu více integrován s globálním americkým trhem nežli s trhy eurozóny.

Český akciový trh byl na základě výsledků OLS regrese v mnohem větší míře integrován s trhem německým v období krize, kdy kurz českého indexu PX reagoval na události na německém akciovém trhu zhruba stejně jako kurz německého indexu DAX 30. Obdobně jako maďarský a polský akciový trh byl i trh český více ovlivňován situací na německém akciovém trhu v období předkrizovém nežli po krizi. Největší míra integrace



s americkým akciovým trhem byla identifikována v předkrizovém období, ve kterém dle hodnot gama koeficientu i úroňové konstanty vývoj českého indexu PX kopíroval vývoj americké indexu S&P 500. V krizovém období pak byla míra integrace mnohem nižší a v období pokrizovém poklesla ještě více, stejně jako v předcházejících případech. Výsledné odhady regresních modelů, v nichž závisle proměnnou jsou týdenní výnosy českého indexu PX však nelze brát jako směrodatné, jelikož jejich vypovídací schopnost je velice nízká.

V rámci celkového shrnutí výsledků regresní analýzy můžeme vyvodit závěry, že střeoevropské akciové trhy jsou s benchmarkovými trhy Německa a USA ve větší míře integrovány v období krize a v období po krizi je jejich provázanost nižší než před krizí. Rovněž lze říci, že střeoevropské akciové trhy jsou trochu více ovlivňovány událostmi na globálním americkém akciovém trhu než na německém reprezentujícím trhu eurozóny.

U čtrnácti z celkových osmnácti regresních modelů byla zjištěna hodnota koeficientů determinace vyšší než 0,33 což znamená že u těchto modelů můžeme pomocí událostí na německém respektive americkém akciovém trhu vysvětlit více než třetinu variability výnosů na střeoevropských akciových trzích.

### **5.3 Kointegrační analýza**

V této kapitole bude nejprve testována (ne)stacionarita v diplomové práci použitých časových řad prostřednictvím ADF testu. V případě prokázání nestacionarity bude dále ověřována možnost existence dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi uvedenými časovými řadami pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu.

#### **5.3.1 ADF test stacionarity**

Abychom mohli ověřit existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi časovými řadami zachycujícími vývoj kurzů vybraných akciových indexů pomocí kointegrační analýzy, musíme nejprve dané časové řady otestovat na (ne)existenci stacionarity, k čemuž bývá nejčastěji používán tzv. ADF test, který vychází z nulové hypotézy o existenci jednotkového kořene. Jeho postup je popsán v kap. 3.3.2. Vstupním parametrem uvedeného testu je počet autoregresních členů, k jehož stanovení je v diplomové práci použito Akaikeho informační kritérium. Dále musíme určit, zda do testové rovnice zahrneme trend i úroňovou konstantu nebo pouze úroňovou konstantu či nebudeme brát v potaz ani konstantu ani trend, což učiníme na základě jejich významnosti na pětiprocentní hladině významnosti.

Výstupem provedeného ADF testu stacionarity je Tab. 5.10 obsahující hodnoty ADF testovací statistiky a hodnoty pravděpodobnosti jednak pro původní časové řady týdenních

zavíracích kurzů akciových indexů a jednak pro časové řady jejich logaritmických spojitých výnosů.

**Tab. 5.10 Výsledky ADF testu stacionarity pro týdenní zavírací kurzy a jejich výnosy v letech 2004 - 2013**

Název indexu	Předkrizové období		Krizové období		Pokrizové období	
	ADF statistika	<i>p</i> -value	ADF statistika	<i>p</i> -value	ADF statistika	<i>p</i> -value
<b>PX</b>	-0,747757	0,8307	0,090143	0,9632	0,269164	0,7633
<b>BUX</b>	-0,529086	0,8814	-0,399963	0,9035	0,354810	0,7866
<b>WIG 20</b>	1,040663	0,9969	-0,551348	0,8747	0,448905	0,8105
<b>DAX 30</b>	2,165219	0,9999	-0,014757	0,9541	1,656372	0,9764
<b>S&amp;P 500</b>	0,542565	0,9878	0,975125	0,9960	2,452072	0,9968
<i>difPX</i>	-14,78659	0,0000	-9,421936	0,0000	-15,59953	0,0000
<i>difBUX</i>	-11,27845	0,0000	-7,837004	0,0000	-16,09289	0,0000
<i>difWIG 20</i>	-7,561782	0,0000	-9,187230	0,0000	-17,10359	0,0000
<i>difDAX 30</i>	-12,14624	0,0000	-4,176447	0,0077	-5,354341	0,0001
<i>difS&amp;P 500</i>	-15,45830	0,0000	-11,54481	0,0000	-5,551264	0,0000

Zdroj: vlastní zpracování v EViews 7.2

Na základě údajů z Tab. 5.10 můžeme pro všechny původní časové řady týdenních zavíracích kurzů akciových indexů přijmout na pětiprocentní hladině významnosti nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene a žádná z těchto časových řad tedy není stacionární. Naopak u časových řad logaritmických spojitých výnosů týdenních zavíracích kurzů jednotlivých akciových indexů zamítáme nulovou hypotézu na pětiprocentní hladině významnosti a všechny uvedené časové řady jsou tudíž stacionární. Vzhledem k výsledkům ADF testu stacionarity můžeme dále testovat existenci kointegrace.

### 5.3.2 Engle-Grangerův kointegrační test

K ověření existence dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi časovými řadami zachycujícími vývoj týdenních zavíracích kurzů vybraných akciových indexů je v diplomové práci použit Engle-Grangerův test, v rámci něhož je testována nulová hypotéza o jednotkovém kořenu neboli nestacionaritě reziduálních složek z regresního modelu původních nestacionárních veličin, což znamená, že časové řady nejsou kointegrovány. Postup Engle-Grangerova testu je uveden v kap. 3.3.3. Výsledné hodnoty Engle-Grangerova kointegračního testu jsou zachyceny v Tab. 5.11 pro předkrizové období, Tab. 5.12 pro krizové období a Tab. 5.13 pro pokrizové období.

**Tab. 5.11 Výsledky Engle-Grangerova kointegračního testu v předkrizovém období**

		<b>PX</b>	<b>BUX</b>	<b>WIG 20</b>	<b>DAX 30</b>
<b>EG test p-value</b>	<b>BUX</b>	-3,5479 0,2131	X	X	X
<b>EG test p-value</b>	<b>WIG 20</b>	-3,3289 0,153	-2,3911 0,585	X	X
<b>EG test p-value</b>	<b>DAX 30</b>	-3,7486 0,146	<b>-4,5386 0,022</b>	<b>-4,2952 0,014</b>	X
<b>EG test p-value</b>	<b>S&amp;P 500</b>	<b>-5,0005 0,005</b>	-3,1368 0,400	-2,6014 0,241	<b>-3,6304 0,026</b>

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

Z Tab. 5.11 je patrné, že v předkrizovém období zamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě reziduálních složek na pětiprocentní hladině významnosti u čtyř dvojic indexů a jejich časové řady jsou tedy kointegrovány. Ve třech případech je jedním z indexů německý index DAX 30, u něhož bylo v předkrizovém období prokázáno společné trendové chování s maďarským indexem BUX, polským WIG 20 a americkým S&P 500. Poslední dvojicí, u níž byl v předkrizovém období odhalen dlouhodobý rovnovážný vztah, je český index PX a americký S&P500. Výsledky kointegrační analýzy v předkrizovém období lze interpretovat nejméně dvěma způsoby. Jednak bychom mohli dojít k závěru, že vývoj kurzů ostatních akciových indexů byl v předkrizovém období nejvíce ovlivňován vývojem kurzu německého indexu DAX 30. Avšak na druhou stranu je možné, že německý index DAX 30 následoval trend amerického akciového indexu S&P 500, a lze tedy říci, že zatímco český index PX kopíroval v předkrizovém období vývoj kurzů amerického indexu S&P 500 přímo, tak ostatní v diplomové práci zkoumané střeoevropské akciové indexy byly vývojem amerického indexu S&P 500 ovlivňovány prostřednictvím německého indexu DAX 30. Rovněž můžeme konstatovat, že v předkrizovém období byly střeoevropské akciové indexy více provázány s benchmarkovými akciovými indexy S&P 500 a DAX 30 nežli mezi sebou navzájem.

**Tab. 5.12 Výsledky Engle-Grangerova kointegračního testu v krizovém období**

		<b>PX</b>	<b>BUX</b>	<b>WIG 20</b>	<b>DAX 30</b>
<b>EG-test p-value</b>	<b>BUX</b>	<b>-4,5139 0,010</b>	X	X	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>WIG 20</b>	-4,1758 0,069	<b>-3,6120 0,006</b>	X	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>DAX 30</b>	<b>-4,0071 0,038</b>	<b>-4,1676 0,007</b>	-3,7625 0,068	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>S&amp;P 500</b>	<b>-5,6885 0,001</b>	<b>-5,4723 0,002</b>	-4,0698 0,0862	<b>-3,0260 0,029</b>

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

Dle Tab. 5.12 byla v krizovém období zamítnuta nulová hypotéza o jednotkovém kořenu na pětiprocentní hladině významnosti u sedmi z celkových deseti dvojic akciových indexů. U zmíněných dvojic indexů tedy byla prokázána vzájemná statisticky významná kointegrace. Z výsledků Engle-Grangerova kointegračního testu v krizovém období vyplývá, že český akciový index PX a maďarský BUX, jenž jsou reprezentanty středoevropských akciových trhů, sledovaly v krizovém období společný trend s benchmarkovými indexy DAX 30 a S&P 500, u kterých bylo stejně jako v předkrizovém období prokázáno společné trendové chování. Vůdčí postavení mezi středoevropskými akciovými trhy zřejmě v době krize zaujímal maďarský akciový trh, jelikož kurz českého akciového indexu PX i polského WIG 20 se v daném období dle výsledků kointegrační analýzy vyvíjel v souladu s kurzem maďarského indexu BUX.

**Tab. 5.13 Výsledky Engle-Grangerova kointegračního testu v pokrizovém období**

		<b>PX</b>	<b>BUX</b>	<b>WIG 20</b>	<b>DAX 30</b>
<b>EG-test p-value</b>	<b>BUX</b>	<b>-4,3196 0,038</b>	X	X	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>WIG 20</b>	-2,6699 0,214	-2,6069 0,074	X	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>DAX 30</b>	037375 0,982	-4,0159 0,079	-2,3391 0,611	X
<b>EG-test p-value</b>	<b>S&amp;P 500</b>	<b>-4,7369 0,011</b>	-1,9979 0,775	-1,7146 0,873	<b>-4,4725 0,025</b>

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

V Tab. 5.13 můžeme vidět, že v období po krizi byla nulová hypotéza o nestacionaritě reziduálních složek z regresního modelu původních nestacionárních veličin na pětiprocentní hladině významnosti zamítnuta pouze u třech dvojic indexů. U zmíněných třech dvojic akciových indexů tedy bylo identifikováno společné trendové chování. Opět byl potvrzen dlouhodobý rovnovážný vztah mezi benchmarkovými trhy Německa a USA a také mezi českým a americkým trhem. Stejně jako v období krize byla i v pokrizovém období na základě kointegrační analýzy prokázána vzájemná provázanost českého a maďarského akciového trhu.

Z provedené kointegrační analýzy byla zjištěna vzájemná provázanost benchmarkových akciových trhů USA a Německa bez ohledu na vývoj ekonomiky. Napříč všemi obdobími byl rovněž odhalen dlouhodobý rovnovážný vztah mezi českým a americkým trhem. Vývoj kurzu amerického indexu S&P 500 měl v předkrizovém a krizovém období vliv na vývoj i ostatních zkoumaných středoevropských akciových indexů jednak přímo a jednak prostřednictvím německého akciového trhu reprezentovaného indexem DAX 30.

V období krize byl vývoj českého a polského akciového trhu kromě trhů benchmarkových ovlivňován i vývojem na maďarském akciovém trhu. Český index PX pak s maďarským indexem BUX sledoval společný trend i v období pokrizovém. Lze tedy konstatovat, že maďarský akciový trh měl v těchto obdobích vůdčí postavení mezi středoevropskými akciovými trhy. Také můžeme říci, že zatímco v době ekonomické stagnace či růstu je vývoj na středoevropských akciových trzích kromě lokálních informací ovlivňován víceméně pouze vývojem na benchmarkových trzích, tak v období krize jsou jednotlivé středoevropské akciové trhy mnohem více provázány i mezi sebou navzájem.

Ze srovnání výsledků Engle-Grangerova kointegračního testu za předkrizové a krizové a pokrizové období můžeme vyvodit závěr, že v době krize jsou jednotlivé akciové trhy více provázány a tudíž jsou ovlivňovány společnými událostmi. Oproti tomu v době ekonomického růstu či stagnace je vývoj na jednotlivých akciových trzích závislý spíše na lokálních informacích. Důvodem může být skutečnost, že v období krizí bývají investoři mnohem citlivější na nové informace nejen z domácího, ale také ze zahraničních akciových trhů.

#### **5.4 Model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita**

V této kapitole je ověřována provázanost v diplomové práci zkoumaných akciových trhů pomocí *VAR* modelů, jejichž výsledky jsou dále použity k testování příčinné souvislosti mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu.

##### **5.4.1 Model vektorové autoregrese**

Podmínkou pro použití *VAR* modelu je stacionarita testovaných časových řad, což je v případě logaritmických spojitých výnosů týdenních zavíracích kurzů splněno, jelikož jsou stacionární prvního řádu. K odhadu *VAR* modelů je v diplomové práci použit Huber-Whiteův estimátor (HC1), jenž zajišťuje robustnost směrodatné chyby vůči heteroskedasticitě. Vstupním parametrem *VAR* modelu je maximální řád zpoždění, jenž je v diplomové práci stanovován pomocí Akaikeho kritéria. Výsledné *VAR* modely pro jednotlivá období jsou zobrazeny v Tab. 5.14, Tab. 5.15 a Tab. 5.16. Pro větší přehlednost jsou zde uvedeny pouze takové zpožděné hodnoty proměnných, jenž jsou signifikantní alespoň na pětiprocentní hladině významnosti.

**Tab. 5.14 Odhad VAR (6) modelu pro předkrizové období**

	PX		BUX		WIG 20	
<b>Regresor</b>	const.	0,006	const.	0,006	const.	0,004
	PX(-6)	0,301***	WIG 20(-1)	-0,318***	WIG 20(-1)	-0,271***
			WIG 20(-6)	-0,492***	WIG 20(-4)	-0,279***
					WIG 20(-6)	-0,288***
					DAX 30(-3)	0,444***
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	0,044		0,060		0,035	
<b>F-stat.</b>	1,273		1,376		1,213	
<b>Log likelihood</b>	407,501		370,023		386,221	
	DAX 30		S&P 500			
<b>Regresor</b>	const.	0,005	const.	0,003		
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	0,014		0,015			
<b>F-stat.</b>	0,921		0,912			
<b>Log likelihood</b>	446,049		515,737			

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

**Tab. 5.15 Odhad VAR (7) modelu pro krizové období**

	PX		BUX		WIG 20	
<b>Regresor</b>	const.	-0,013	const.	-0,012	const.	-0,015
	BUX(-2)	-0,509***	BUX(-2)	-0,564***	BUX(-6)	-0,673***
	S&P 500(-2)	0,977***	BUX(-6)	-0,930***	PX(-6)	0,635***
	S&P 500(-7)	-0,876***	PX(-5)	0,705***	DAX 30(-1)	-0,703***
			PX(-6)	1,011***	S&P 500(-2)	0,897***
			S&P 500(-4)	0,869***		
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	0,237		0,340		0,275	
<b>F-stat.</b>	1,692		2,148		1,845	
<b>Log likelihood</b>	147,599		155,084		162,466	
	DAX 30		S&P 500			
<b>Regresor</b>	const.	-0,010	const.	-0,009		
	BUX(-4)	-0,445***	BUX(-6)	-0,514		
	BUX(-6)	-0,616***	S&P 500(-2)	-0,814***		
	S&P 500(-2)	-0,843***				
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	0,204		0,267			
<b>F-stat.</b>	1,572		1,813			
<b>Log likelihood</b>	167,359		173,264			

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

**Tab. 5.16 Odhad  $VAR(5)$  modelu pro pokrizové období**

	PX		BUX		WIG 20	
<b>Regresor</b>	const.	0,001	const.	0,002	const.	0,002
	BUX (-5)	0,208**	BUX (-5)	0,196**	PX (-1)	0,227***
	DAX 30 (-2)	0,433***	DAX 30 (-2)	0,306***	WIG 20(-1)	-0,232***
	S&P 500(-2)	-0,312***	DAX 30 (-3)	0,390***	WIG 20(-2)	-0,245***
	S&P 500(-3)	-0,301***	S&P 500(-3)	-0,389***	DAX 30 (-2)	0,327***
<b>Adj. <math>R^2</math></b>	0,054		0,025		0,031	
<b>F-stat.</b>	1,563		1,256		1,311	
<b>Log likelihood</b>	555,263		507,431		533,586	
	DAX 30		S&P 500			
<b>Regresor</b>	const.	0,004	const.	0,005		
	DAX 30 (-2)	0,267***	BUX(-3)	0,212**		
			S&P 500(-1)	-0,302***		
			S&P 500(-3)	-0,330*		
<b>Adj. <math>R^2</math></b>	0,027		0,056			
<b>F-stat.</b>	0,744		1,587			
<b>Log likelihood</b>	529,477		581,704			

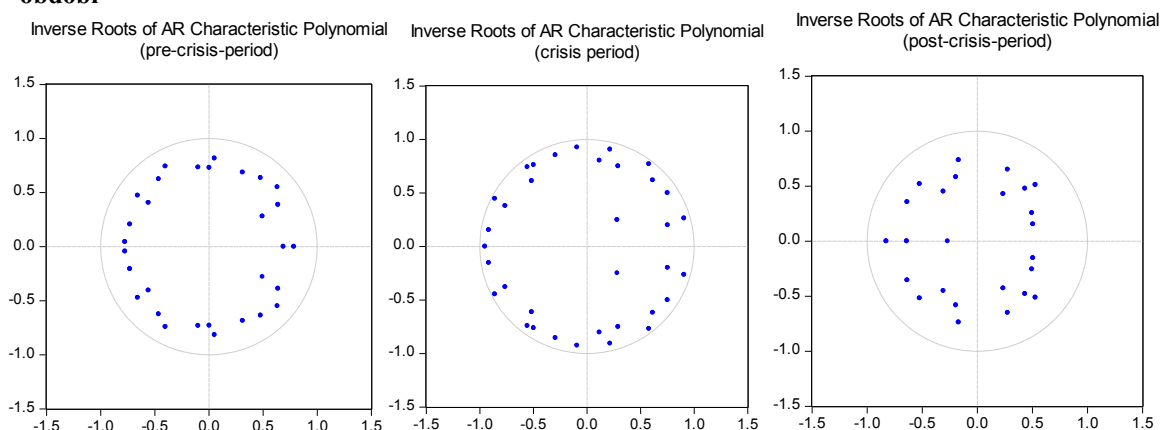
Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

I přes použití HC1 estimátoru k odhadu jednotlivých  $VAR$  modelů je zapotřebí tyto odhady před jejich samotnou interpretací otestovat na stacionaritě. Rovněž musíme u odhadnutých reziduí z daných modelů ověřit neexistenci autokorelace a normalitu rozdělení.

### Testování stacionarity, autokorelace a normality

Stacionarita odhadnutých  $VAR$  modelů je v diplomové práci zkoumána pomocí grafického testu inverzního kořene (viz Obrázek 5.1). Na jeho základě můžeme konstatovat, že rezidua u všech odhadnutých modelů jsou stacionární, jelikož veškeré inverzní kořeny autoregresního polynomu se nacházejí uvnitř jednotkového kruhu v komplexní rovině. Podmínka stacionarity  $VAR$  modelů je tedy splněna pro všechna tři období.

**Obrázek 5.1 Testy stacionarity reziduálních složek  $VAR$  modelů pro předkrizové, krizové a pokrizové období**



Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

K testování autokorelace reziduí je v diplomové práci použit Ljung-Box  $Q$ -test, jehož princip je popsán v kap. 3.2.3 a normalita rozdělení reziduí je ověřována pomocí Jarque-Bera testu, jenž je blíže specifikován v kap. 3.2.4. Podrobné výsledky obou testů jsou k dispozici v Příloze č. 4. U LB  $Q$ -testu autokorelace reziduí byl řád zpoždění opět zvolen dle počtu pozorování v jednotlivých obdobích, avšak v rámci zjednodušení jsou v uvedené příloze zachyceny pouze hodnoty pro prvních třináct řádů zpoždění, což vzhledem k týdenní frekvenci dat znamená zpoždění o tři měsíce. U vyšších řádů zpoždění nebyla u žádné z časových řad identifikována autokorelace.

V Tab. 5.17 jsou přehledně shrnuty výsledky testů autokorelace a normality reziduí. Ze zmíněné tabulky vyplývá, zda pro jednotlivé časové řady reziduí přijímáme na pětiprocentní hladině významnosti nulové hypotézy o neexistenci autokorelace a o normálním rozdělení reziduí či zda je zamítáme.

**Tab. 5.17 Vyhodnocení Ljung-Box  $Q$ -testu autokorelace a Jarque-Bera testu normality reziduí u  $VAR$  modelu**

Název indexu	Předkrizové období	Krizové období	Pokrizové období
<b>PX</b>	ANO - NE	ANO - ANO	ANO - NE
<b>BUX</b>	ANO - NE	ANO - ANO	ANO - ANO
<b>WIG 20</b>	ANO - NE	ANO - ANO	ANO - NE
<b>DAX 30</b>	ANO - NE	ANO - ANO	ANO - NE
<b>S&amp;P 500</b>	ANO - NE	ANO - ANO	ANO - NE

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

Dle Tab. 5.17 přijímáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace reziduí na pětiprocentní hladině významnosti u všech akciových indexů ve všech obdobích. Nulovou hypotézu o normalitě rozdělení reziduí můžeme na pětiprocentní hladině významnosti přijmout pouze v krizovém období. V období před a po krizi zamítáme tuto nulovou hypotézu téměř u všech časových řad reziduí s výjimkou maďarského indexu BUX v pokrizovém období. Nesplnění podmínky normality by však vzhledem k velkému rozsahu sledovaných dat nemělo představovat závažný problém.

Na základě výsledků provedených testů stacionarity modelu, autokorelace reziduí a normality rozdělení reziduí lze přistoupit k interpretaci výše zpracovaných  $VAR$  modelů.

### **Interpretace výsledků $VAR$ modelů**

Dle  $VAR(6)$  modelu, jenž je zachycen v Tab. 5.14, byly středoevropské akciové indexy v předkrizovém období závislé na svých zpožděných hodnotách v případě českého indexu PX a polského WIG 20 a na zpožděných hodnotách ostatních středoevropských indexů, kdy pro maďarský index BUX byly nejdůležitější vysvětlující proměnnou zpožděné hodnoty polského indexu WIG 20. U benchmarkových indexů tedy amerického S&P 500 a německého DAX 30



nebyla v předkrizovém období pomocí  $VAR(6)$  prokázána závislost na zpožděných hodnotách žádného z indexů. Vzhledem k velice nízkému koeficientu determinace u všech indexů však v předkrizovém období můžeme pomocí zvoleného  $VAR(6)$  vysvětlit pouze malou část variability. Z toho můžeme odvodit, že vývoj jednotlivých indexů je zřejmě ovlivňován jinými faktory než vlastními zpožděnými hodnotami či hodnotami jiných indexů.

Výsledné hodnoty  $VAR(7)$  modelu jsou zobrazeny v Tab. 5.15. Je zřejmé, že v rámci středoevropských akciových trhů představovaly v krizovém období vlastní zpožděné hodnoty významnou vysvětlující proměnnou pouze pro maďarský index BUX, jenž byl zároveň dle  $VAR(7)$  modelu důležitým faktorem ovlivňujícím vývoj nejen ostatních středoevropských akciových indexů, ale i benchmarkových indexů DAX 30 a S&P 500. Kromě vlastních zpožděných hodnot byl maďarský index BUX v krizovém období ovlivňován také zpožděnými hodnotami českého indexu PX a amerického S&P 500. Zpožděné hodnoty amerického indexu S&P 500 představovaly významnou vysvětlující proměnnou i pro všechny ostatní indexy včetně německého indexu DAX 30, jenž je v diplomové práci použit jako zástupce vývoje na akciových trzích eurozóny. Nejvýznamnější jsou pro indexy ostatních akciových trhů i pro samotný americký index S&P 500 hodnoty zpožděné o dvě období, což při týdenní frekvenci dat znamená dva týdny. U těchto zpoždění byly zjištěny nejvyšší hodnoty koeficientů. I když jsou hodnoty koeficientů determinace v krizovém období výrazně vyšší než v období předkrizovém, tak stále převážná část rozptylu zůstává stejně jako v předcházejícím období nevysvětlena pomocí daného  $VAR$  modelu.

Oproti předkrizovému období bylo v krizovém období u všech indexů zjištěno více signifikantních vysvětlujících proměnných v podobě zpožděných hodnot daných indexů, což by potvrdzovalo tezi, že v době krizí jsou jednotlivé akciové trhy vzájemně více provázány. Byla prokázána jednak větší závislost jednotlivých středoevropských akciových indexů na sobě navzájem a jednak na benchmarkovém americkém indexu S&P 500, jehož vývoj je aproximací vývoje na globálních akciových trzích. Lze tedy říci v období krizí reagují jednotlivé akciové trhy na společné události mnohem více než v období ekonomického růstu.

Z výsledků  $VAR(5)$  modelu zaznamenaného v Tab. 5.16 vyplývá, že v pokrizovém období jsou pro středoevropské akciové indexy nejvýznamnější vysvětlující proměnnou zpožděné hodnoty německého indexu DAX 30 a amerického S&P 500. Závislost středoevropských akciových trhů na trzích eurozóny reprezentovaných německým trhem se po skončení globální ekonomické krize a následné krize eurozóny oproti předcházejícím obdobím projevila mnohem výrazněji. Kromě benchmarkových indexů byly pro středoevropské akciové indexy významnými vysvětlujícími proměnnými také vlastní

zpožděné hodnoty v případě maďarského indexu BUX a polského WIG 20 či zpožděné hodnoty ostatních střeoevropských indexů v případě českého indexu PX, pro něhož signifikantní vysvětlující proměnnou byly mimo jiné hodnoty maďarského indexu BUX zpožděné o pět období. Vliv maďarského indexu BUX stále přetrvává i u amerického indexu S&P 500. Jeho vývoj lze tedy pro ostatní indexy považovat za nejpodstatnější ze zkoumaných střeoevropských indexů. Stejně jako v předcházejících obdobích byly i v pokrizovém období zjištěny velmi nízké hodnoty koeficientů determinace u všech indexů, které jsou srovnatelné s hodnotami v předkrizovém období. Opět tedy můžeme konstatovat, že značná část variability nemůže být vysvětlena pomocí zvoleného *VAR* modelu.

#### 5.4.2 Grangerova kauzalita

Jak již bylo řečeno v kap. 3.4.2, můžeme na základě odhadu *VAR* modelu otestovat Grangerovu kauzalitu mezi ekonomickými proměnnými neboli ověřit příčinné souvislosti mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu. K tomuto účelu je používán tzv. Waldův *F*-test. Jeho vstupním parametrem je kromě daných proměnných maximální řád zpoždění, jenž je v diplomové práci pro jednotlivá období stanoven dle příslušných *VAR* modelů. Výsledné hodnoty *F*-testu jsou zachyceny v Tab. 5.18 pro krizové období a Tab. 5.19 pro pokrizové období. V předkrizovém období nebyla zjištěna simultánní závislost mezi žádnou z dvojic indexů. V tabulkách jsou pro zjednodušení obsaženy pouze dvojice indexů, u nichž byla zjištěna alespoň jednosměrná závislost. Tučně jsou vyznačeny hodnoty jenž vedou k zamítnutí nulové hypotézy o neexistenci Grangerovy kauzality mezi proměnnými na pětiprocentní hladině významnosti.

**Tab. 5.18 Testování Grangerovy kauzality pomocí Waldova *F*-testu v krizovém období**

<b>KRIZOVÉ OBDOBÍ</b>		
<b>Nulová hypotéza</b>	<b><i>F</i>-statistics</b>	<b><i>p</i>-value</b>
index <b>PX</b> není závislý na indexu <b>BUX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>3,07325</b>	<b>0,0075</b>
index <b>BUX</b> není závislý na indexu <b>PX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>3,77857</b>	<b>0,0017</b>
index <b>PX</b> není závislý na indexu <b>S&amp;P 500</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,54851</b>	<b>0,0223</b>
index <b>S&amp;P 500</b> není závislý na indexu <b>PX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,50632</b>	<b>0,0243</b>
index <b>BUX</b> není závislý na indexu <b>WIG 20</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	1,15529	0,1651
index <b>WIG 20</b> není závislý na indexu <b>BUX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,64540</b>	<b>0,0182</b>
index <b>BUX</b> není závislý na indexu <b>S&amp;P 500</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>3,23068</b>	<b>0,0054</b>
index <b>S&amp;P 500</b> není závislý na indexu <b>BUX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>3,72225</b>	<b>0,0019</b>
index <b>WIG 20</b> není závislý na indexu <b>S&amp;P 500</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,28341</b>	<b>0,0385</b>
index <b>S&amp;P 500</b> není závislý na indexu <b>WIG 20</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	1,24052	0,2943
index <b>DAX 30</b> není závislý na indexu <b>S&amp;P 500</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,74401</b>	<b>0,0148</b>
index <b>S&amp;P 500</b> není závislý na indexu <b>DAX 30</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	2,11124	0,0548

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

Na rozdíl od předkrizového období, kdy nebyla prokázána Grangerova kauzalita u žádné z dvojic indexů, byla v krizovém období zjištěna závislost mezi šesti dvojicemi indexů, čímž se potvrzuje hypotéza, že v krizovém období jednotlivé akciové trhy mnohem více reagují na události na jiných trzích než v období ekonomického růstu. Pomocí Waldova  $F$ -testu byla prokázána statistická významnost amerického indexu S&P 500 pro všechny tři v diplomové práci zkoumané střeoevropské akciové indexy i pro německý index DAX 30. Lze tedy obdobně jako v předešlých metodách vyvodit závěr, že v krizovém období jsou ostatní akciové trhy do značné míry ovlivňovány událostmi na globálním akciovém trhu. Rovněž je patrná důležitost role maďarského indexu BUX, jehož vývoj v době krize ovlivňuje nejen kurzy ostatních střeoevropských akciových indexů, ale i amerického indexu S&P 500.

**Tab. 5.19 Testování Grangerovy kauzality pomocí Waldova  $F$ -testu v pokrizovém období**

<b>POKRIZOVÉ OBDOBÍ</b>		
<b>Nulová hypotéza</b>	<b><math>F</math>-statistics</b>	<b><math>p</math>-value</b>
index <b>PX</b> není závislý na indexu <b>WIG 20</b> ve smyslu Grangerovy kauzality index <b>WIG 20</b> není závislý na indexu <b>PX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	0,81570 <b>2,52204</b>	0,5162 <b>0,0418</b>
index <b>PX</b> není závislý na indexu <b>DAX 30</b> ve smyslu Grangerovy kauzality index <b>DAX 30</b> není závislý na indexu <b>PX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,80082</b> 0,70633	<b>0,0266</b> 0,5883
index <b>BUX</b> není závislý na indexu <b>S&amp;P 500</b> ve smyslu Grangerovy kauzality index <b>S&amp;P 500</b> není závislý na indexu <b>BUX</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	0,44503 <b>2,89256</b>	0,8167 <b>0,0148</b>
index <b>WIG 20</b> není závislý na indexu <b>DAX 30</b> ve smyslu Grangerovy kauzality index <b>DAX 30</b> není závislý na indexu <b>WIG 20</b> ve smyslu Grangerovy kauzality	<b>2,75582</b> 1,27610	<b>0,0431</b> 0,2832

Zdroj: vlastní zpracování v Eviews 7.2

V pokrizovém období můžeme hovořit o Grangerově kauzalitě u čtyř dvojic indexů. Ve srovnání s předchozími obdobími hraje v pokrizovém období důležitou roli německý index DAX 30, jenž je v diplomové práci zvolen jako aproximace vývoje na trzích eurozóny, jelikož působí kauzálně v Grangerově smyslu na český index PX a polský WIG 20. Rovněž byla zjištěna závislost polského akciového indexu WIG 20 na českém indexu PX, což nasvědčuje přetrvávající vzájemné závislosti mezi střeoevropskými akciovými trhy.

## 6 Shrnutí výsledků

Pátá kapitola předkládané diplomové práce byla věnována empirické analýze vzájemných vazeb akciových trhů zemí střední Evropy v kontextu globální ekonomické krize. Vstupními údaji empirické analýzy jsou časové řady logaritmických spojitých výnosů týdenních závíracích kurzů českého indexu PX, maďarského BUX a polského WIG 20, jenž byly zvoleny jako reprezentanti středoevropských akciových trhů. Jako zástupce globálních akciových trhů byl vybrán americký index S&P 500. Vývoj na akciovém trhu eurozóny byl v diplomové práci aproximován vývojem německého indexu DAX 30. Provázanost jednotlivých akciových trhů byla zkoumána za období od 5. ledna 2004 do 30. prosince 2013 v členění na tři samostatná období určená délkou trvání globální ekonomické krize. Součástí empirické analýzy byly korelační, regresní a kointegrační analýza, model vektorové autoregrese a sním spojená Grangerova kauzalita.

### Korelační analýza

První metodou, pomocí níž byla zkoumána vzájemná lineární závislost jednotlivých akciových trhů, byla korelační analýza. Předně byl potvrzen předpoklad, že v době krize jsou akciové trhy navzájem více korelovány než v období ekonomického růstu či stagnace. U většiny dvojic indexů byla také identifikována větší míra lineární závislosti v pokrizovém období než v období předkrizovém. Pouze polský trh byl s ostatními středoevropskými akciovými trhy více zkorelován před vypuknutím globální ekonomické krize, což nasvědčuje větší vzájemné propojenosti středoevropských akciových trhů v předkrizovém období. Větší vzájemnou závislost středoevropských akciových trhů v předkrizovém období dokazují také vyšší hodnoty koeficientů korelace mezi dvojicemi středoevropských akciových indexů než v případě jejich korelace s benchmarkovými indexy. Z výsledků korelační analýzy vyplývá, že ve všech třech obdobích reagovaly středoevropské akciové trhy spíše na události v eurozóně nežli na globálním americkém trhu. Vzhledem k prokázané vysoké míře korelace mezi americkým akciovým trhem a trhem eurozóny napříč celým sledovaným obdobím však nelze posoudit, zda-li evropské trhy nejsou pouze prostředníkem mezi globálním akciovým trhem a středoevropskými akciovými trhy. U všech koeficientů korelace byla prokázána jejich statistická významnost. Nedostatkem korelační analýzy je však skutečnost, že pomocí ní nejsme schopni určit, který faktor je příčinnou a který důsledkem. Nelze tedy rozlišit závisle a nezávisle proměnnou.

## Regresní analýza

Dále byla provedena regresní analýza dle modelu používaného ČNB v každoročně zpracovávané Analýze stupně ekonomické sladění České republiky s eurozónou, jenž je založen na metodě nejmenších čtverců. V rámci regresní analýzy byla zkoumána míra integrace středoevropských akciových trhů s globálním americkým trhem a s trhy eurozóny zastoupenými německým trhem. U všech odhadnutých regresních modelů byla na jednoprocentní hladině významnosti prokázána statistická významnost gama koeficientů vyjadřujících míru změny výnosu akciového indexu země  $i$  při zvýšení výnosu benchmarkového aktiva o jednotku. Na základě testování klasických předpokladů lineární regrese, kterými jsou homoskedasticita, neexistence autokorelace a normalita rozdělení reziduí, bylo zjištěno, že nejlepší vypovídací schopnost mají modely určující závislost polského trhu na obou benchmarkových trzích. Naopak velice nízkou vypovídací schopnost mají modely vyjadřující míru závislosti českého akciového trhu na globálním americkém trhu a trzích eurozóny.

Z výsledků regresní analýzy vyplývá, že polský trh byl v krizovém období mnohem více ovlivňován událostmi na globálním americkém trhu a na trzích eurozóny než v období ekonomického růstu či stagnace. O větší integraci uvedených trhů v krizovém období svědčí také skutečnost, že pomocí příslušných modelů lze vysvětlit více než 50 % variability týdenních výnosů polského indexu WIG 20. Větší míra integrace mezi polským akciovým trhem a oběma benchmarkovými trhy byla prokázána v předkrizovém období nežli v období po krizi. Zatímco v předkrizovém období byla identifikována větší míra integrace polského akciového trhu s trhy eurozóny, tak v dalších dvou obdobích byl polský trh více ovlivňován událostmi na globálním americkém trhu, přičemž v krizovém období byl dokonce vývoj na polském akciovém trhu dle hodnoty gama koeficientu (1,020) téměř totožný s vývojem na americkém akciovém trhu.

U maďarského trhu jsme na základě regresní analýzy došli k obdobným závěrům jako v případě polského trhu. Jedinou výjimkou je skutečnost, že maďarský akciový trh byl ve všech třech obdobích více integrován s globálním americkým trhem než s trhy eurozóny.

Míra integrace českého akciového trhu s trhy eurozóny byla ve všech třech obdobích podobná jako u polského a maďarského akciového trhu. Největší míra integrace s americkým akciovým trhem však byla identifikována v předkrizovém období, ve kterém dle hodnot gama koeficientu i úrovně konstanty vývoj českého indexu PX kopíroval vývoj amerického indexu S&P 500. Stejně jako u ostatních středoevropských akciových trhů byla u českého trhu zjištěna větší provázanost s benchmarkovými trhy v předkrizovém období než v období

pokrizovém. Výsledné odhady regresních modelů, v nichž závisle proměnnou jsou týdenní výnosy českého indexu PX, však nelze brát jako směřodonné, jelikož jejich vypovídací schopnost je velice nízká.

U všech tří středoevropských akciových trhů bylo tedy zjištěno, že v době krize je jejich provázanost s globálním americkým akciovým trhem a trhy eurozóny větší než v období ekonomického růstu nebo stagnace. Rovněž můžeme říci, že středoevropské akciové trhy byly s benchmarkovými trhy více integrovány v předkrizovém období než v období pokrizovém. Lze také konstatovat, že středoevropské akciové indexy jsou ovlivňovány spíše globálními událostmi nežli událostmi v eurozóně.

U většiny odhadnutých modelů byla stanovena hodnota regresních koeficientů determinace větší než 0,33, což znamená, že u těchto modelů můžeme pomocí událostí na německém respektive americkém akciovém trhu vysvětlit více než třetinu variability výnosů na středoevropských trzích. Proto lze konstatovat, že model používaný ČNB má v našem případě dostačující vypovídací schopnost.

### **Kointegrační analýza**

Další metodou, pomocí níž byla v diplomové práci určována míra provázanosti jednotlivých akciových trhů, byla kointegrační analýza. V rámci kointegrační analýzy byl nejprve proveden ADF test stacionarity jednak pro původní časové řady týdenních zavíracích kurzů akciových indexů a jednak pro časové řady jejich logaritmických spojitých výnosů. Protože u časových řad týdenních zavíracích kurzů všech akciových indexů byla na pětiprocentní hladině významnosti prokázána nestacionarita a u jejich logaritmických spojitých výnosů naopak stacionarita, mohli jsme dále provést Engle-Grangerův kointegrační test.

Na základě Engle-Grangerova kointegračního testu byla v předkrizovém období na pětiprocentní hladině významnosti zjištěna závislost mezi čtyřmi dvojicemi indexů. Významná míra kointegrace byla shledána mezi německým akciovým indexem DAX 30 a maďarským BUX, polským WIG 20 a americkým S&P 500, z čehož lze vyvodit obdobný závěr jako u korelační analýzy, že středoevropské akciové trhy jsou ovlivňovány událostmi na trzích eurozóny nebo na globálním americkém trhu prostřednictvím trhů eurozóny. U českého akciového trhu byla v předkrizovém zjištěna přímá závislost na americkém globálním trhu. Dle výsledků kointegrační analýzy byly středoevropské akciové trhy více integrovány s benchmarkovými akciovými trhy nežli mezi sebou navzájem.

V krizovém období byla prokázána statisticky významná kointegrace na pětiprocentní hladině významnosti u sedmi z celkových deseti dvojic indexů. Český i polský trh sledovaly v krizovém období společný trend jak s globálním americkým trhem tak s trhy eurozóny. Tato skutečnost spolu s prokázáním statisticky významného kointegračního vztahu mezi oběma benchmarkovými trhy opět nahrává hypotéze, že střeoevropské akciové trhy sledují společný trend s globálním americkým trhem prostřednictvím trhů eurozóny. Vzhledem k statisticky významné závislosti mezi maďarským trhem a oběma zbývajících střeoevropskými akciovými trhy na pětiprocentní hladině významnosti můžeme říci, že v období krize byly ostatní střeoevropské akciové trhy ovlivňovány právě trhem maďarským.

V pokrizovém období byla identifikována statisticky významná kointegrace na pětiprocentní hladině významnosti mezi českým akciovým trhem a akciovými trhy Maďarska a USA.

V souladu s předcházejícími metodami byla pomocí kointegrační analýzy zjištěna větší míra provázanosti jednotlivých akciových trhů v krizovém období než v období ekonomického růstu či stagnace. Stejně jako u regresní analýzy bylo zjištěno větší společné trendové chování akciových trhů v období před krizí než po krizi. V celém sledovaném období byl odhalen dlouhodobý rovnovážný vztah mezi českým a americkým trhem. Vývoj amerického akciového trhu měl v předkrizovém a krizovém období vliv na vývoj i ostatních zkoumaných střeoevropských akciových trhů jednak přímo a jednak prostřednictvím trhů eurozóny. Rovněž byla prokázána závislost polského a českého akciového trhu na maďarském akciovém trhu především v krizovém období, kdy maďarský akciový trh byl velmi silně zasažen globální ekonomickou krizí již v jejich počátcích.

### ***VAR model***

Odhadnuté *VAR* modely byly nejprve testovány na existenci stacionarity, neexistenci autokorelace a normalitu rozdělení reziduí. U všech modelů byla splněna podmínka stacionarity a neexistence autokorelace na pětiprocentní hladině významnosti. Předpoklad normality rozdělení reziduí nebyl sice v předkrizovém a pokrizovém období potvrzen, ale vzhledem k velkému rozsahu sledovaných dat by to nemělo představovat závažný problém. Proto lze odhadnuté *VAR* modely považovat za interpretovatelné.

V předkrizovém období byly pro český akciový index PX a polský index WIG 20 statisticky signifikantní vysvětlující proměnnou jejich vlastní zpožděné hodnoty. Pro maďarský index BUX byly nejdůležitější vysvětlující proměnnou zpožděné hodnoty polského

indexu WIG 20. V předkrizovém období tedy byly pro vývoj středoevropských akciových trhů stěžejní události na národním trhu respektive na ostatních středoevropských trzích.

V rámci krizového období byla potvrzena důležitost role maďarského indexu BUX, jehož zpožděné hodnoty byly významnou vysvětlující proměnnou nejen pro vývoj ostatních středoevropských akciových indexů, ale i benchmarkových indexů DAX 30 a S&P 500. Zpožděné hodnoty amerického indexu S&P 500 byly rovněž signifikantní vysvětlující proměnnou pro všechny zkoumané středoevropské indexy i německý index DAX 30, jenž je aproximací vývoje na akciových trzích eurozóny. Nejvýznamnější jsou pro indexy ostatních akciových trhů i pro samotný americký index S&P 500 hodnoty zpožděné o dva týdny.

V pokrizovém období následují středoevropské akciové indexy trend německého indexu DAX 30 i amerického S&P 500. Významnými vysvětlujícími proměnnými jsou po středoevropské akciové indexy také vlastní zpožděné hodnoty v případě maďarského indexu BUX a polského WIG 20 či zpožděné hodnoty ostatních středoevropských indexů v případě českého indexu PX, jenž se vyvíjí v souladu s maďarským indexem BUX.

Ve srovnání krizového období s obdobím před krizí a po krizi bylo právě v krizovém období u všech zkoumaných indexů zjištěno více signifikantních vysvětlujících proměnných v podobě zpožděných hodnot daných indexů. Lze tedy říci, že v období ekonomické recese jsou jednotlivé trhy více synchronizovány než v období ekonomického růstu či stagnace. Především se v krizovém období projevila značná závislost středoevropských akciových indexů na globálním americkém trhu. Můžeme tedy konstatovat, že v období krizí reagují jednotlivé akciové trhy na společné události mnohem více než v období ekonomického růstu. Významným faktorem pro ostatní středoevropské akciové trhy byl zejména v krizovém období také vývoj na maďarském trhu. V období pokrizového pak byly středoevropské akciové trhy kromě trhů globálních více provázány i s trhy eurozóny.

V rámci celého sledovaného období byly u všech indexů stanoveny velice nízké koeficienty determinace. Podstatná část variability výnosů středoevropských akciových indexů tak zůstává nevysvětlena pomocí odhadnutých *VAR* modelů.

### **Grangerova kauzalita**

Na základě odhadů *VAR* modelu byla dále ověřována příčinná souvislost mezi časovými řadami logaritmických výnosů jednotlivých akciových indexů v Grangerově smyslu. V předkrizovém období nebyla zjištěna simultánní závislost mezi žádnou z dvojic indexů. V krizovém období byla pomocí Waldova *F*-testu prokázána provázanost všech tří středoevropských akciových trhů i trhů eurozóny s globálním americkým trhem. Můžeme



tedy říci, že v krizovém období jsou jednotlivé akciové trhy značně ovlivňovány událostmi na globálním akciovém trhu. Také byla pomocí Grangerovy kauzality potvrzena skutečnost, že v období krize byl vývoj na středoevropských akciových trzích udáván zejména trhem maďarským. V pokrizovém období byl v souladu s *VAR* modelem prokázán větší vliv akciových trhů eurozóny na středoevropské akciové indexy.

Z výsledků všech použitých metod vyplývá, že jednotlivé akciové trhy byly mnohem více provázány v období krize než v době ekonomického růstu či stagnace. Především pak reagovaly na události na globálním americkém trhu. Avšak i vzájemná propojenost středoevropských akciových trhů byla v období krize podstatně větší. Zásadní roli zde hrál maďarský akciový trh. Důvodem, může být skutečnost, že investoři jsou mnohem citlivější na negativní zprávy nežli pozitivní, přičemž Maďarsko bylo na rozdíl od ČR a Polska zasaženo finanční krizí již v roce 2007 a v dalším roce již muselo požádat Mezinárodní měnový fond a EU o finanční pomoc. Oproti krizovému období byly středoevropské akciové trhy v období předkrizovém ovlivňovány spíše událostmi na národním případně na jiném středoevropském akciovém trhu. V období pokrizovém pak ve srovnání s předešlými obdobími došlo dle *VAR* modelu a Grangerovy kauzality k nárůstu vlivu akciových trhů eurozóny na středoevropské akciové trhy.

## 7 Závěr

Zejména od devadesátých let dvacátého století se v celosvětové ekonomice začaly výrazně projevovat snahy o posilování integrace jednotlivých národních finančních trhů včetně trhů kapitálových prostřednictvím mezinárodních investic. Rostoucí objem mezinárodních investic však vede k větší náchylnosti kapitálových trhů na zahraniční události a v případě ekonomických krizí pak k přelévání šoků z jedné ekonomiky do druhé. Vliv integrace kapitálových trhů na celkovou nestabilitu globální ekonomiky se výrazně projevil při celosvětové ekonomické krizi v letech 2007 až 2009.

Právě míra integrace akciových trhů, jenž jsou součástí trhů kapitálových, byla předmětem zkoumání předkládané diplomové práce. Hlavním cílem diplomové práce byla analýza vzájemné propojenosti akciových trhů zemí střední Evropy reprezentované Českou republikou, Polskem a Maďarskem se zeměmi eurozóny zastoupenými největším německým trhem a USA pomocí vybraných ekonometrických metod v období od 5. 1. 2004 do 30. 12. 2013. Pro účely naplnění cíle práce byly použity týdenní závěrečné kurzy akciových indexů PX, WIG 20, BUX, DAX 30 a S&P 500. Pro dosažení cíle diplomové práce byly použity metody korelační, regresní a kointegrační analýzy a dále model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita.

Z hlavního cíle bylo vyčleněno několik dílčích cílů, kterými jsou zhodnocení vlivu globální ekonomické krize na míru propojenosti akciových trhů, posouzení vzájemné závislosti střeoevropských akciových trhů dle jednotlivých období a srovnání vlivu globálního akciového trhu a trhů eurozóny na střeoevropské akciové trhy dle jednotlivých období.

Diplomová práce je rozdělena do sedmi kapitol včetně úvodu a závěru. Druhá a třetí kapitola tvoří teoreticko-metodologickou část. Ve druhé kapitole je obsažena obecná charakteristika akciových trhů se zaměřením na sekundární burzovní trhy včetně popisu akciových indexů. Jsou zde také popsány konkrétní v diplomové práci analyzované akciové trhy a příslušné akciové indexy. Rovněž jsou charakterizovány jednotlivé typy krizí a popsána globální ekonomická krize z let 2007 až 2009. V závěru kapitoly je uveden přehled studií zabývajících se provázaností akciových trhů. Třetí kapitola je zaměřena na podrobný popis v diplomové práci použitých metod pro zkoumání vzájemné propojenosti akciových trhů, kterými jsou korelační analýza, regresní a kointegrační analýza, model vektorové autoregrese a Grangerova kauzalita.

Čtvrtá, pátá a šestá kapitola představují tzv. aplikační část. Ve čtvrté kapitole je zpracována přehledná charakteristika v diplomové práci použitých časových řad včetně jejich vzájemného srovnání dle parametrů základní popisné statistiky. Pátá kapitola je věnována praktické aplikaci statistických a ekonometrických metod popsaných ve třetí kapitole. Nejprve je ověřována míra provázanosti jednotlivých akciových trhů pomocí korelační analýzy. Dále je pomocí regresní analýzy zpracováván dle modelu aplikovaného ČNB ověřována míra závislosti střeoevropských akciových trhů na benchmarkových trzích USA a Německa jakožto zástupce eurozóny. U odhadnutých modelů je pak testována existence základních předpokladů klasické lineární regrese, kterými jsou homoskedasticita, neexistence autokorelace a normalita rozdělení reziduí. Na základě provedených testů jsou pak vyhodnoceny výsledky regresní analýzy. Následně je provedena kointegrační analýza včetně testování stacionarity použitých časových řad. Nakonec je odhadnut model vektorové autoregrese, v rámci něhož je ověřena příčinná souvislost mezi stacionárními veličinami v Grangerově smyslu. V šesté kapitole jsou přehledně shrnuty výstupy všech použitých metod.

Před naplněním hlavního cíle diplomové práce nejprve zhodnotíme dílčí cíle, které byly stanoveny v jejím úvodu.

#### **Dílčí cíl zhodnocení vlivu globální ekonomické krize na míru propojenosti akciových trhů**

Bez rozdílu na použitou metodiku můžeme učinit závěr, že v krizovém období jsou jednotlivé střeoevropské akciové trhy mnohem více propojeny jednak mezi sebou navzájem a jednak s globálním americkým trhem a trhy eurozóny. V průběhu globální ekonomické krize byla posílena zejména integrace s globálním trhem a v rámci střeoevropských akciových trhů pak vůdčí postavení zaujímal trh maďarský, který byl zmíněnou krizí zasažen dříve a ve větším rozsahu nežli trh polský a český.

#### **Dílčí cíl posouzení vzájemné závislosti střeoevropských akciových trhů dle jednotlivých období**

V předkrizovém období byly jednotlivé střeoevropské akciové trhy ovlivňovány spíše národními událostmi a jejich vzájemná integrace tedy nebyla příliš vysoká. V krizovém období se pak pro ostatní střeoevropské akciové trhy stal významnou vysvětlující proměnnou maďarský index BUX, jehož vliv zejména na vývoj českého trhu přetrvával i v období pokrizovém.

### **Dílčí cíl srovnání vlivu globálního akciového trhu a trhů eurozóny na středoevropské akciové trhy dle jednotlivých období**

Z výsledků jednotlivých metod vyplývá, že po celé sledované období jsou středoevropské akciové trhy ovlivňovány spíše událostmi na globálním trhu a to buď přímo nebo prostřednictvím událostí na trzích eurozóny. V rámci jednotlivých období, můžeme říci, že nejméně byly středoevropské akciové trhy ovlivňovány trhy benchmarkovými v předkrizovém období a nejvíce naopak v období krize.

V rámci naplnění hlavního cíle diplomové práce můžeme učinit závěr, že zatímco v předkrizovém období byly středoevropské akciové trhy ovlivňovány převážně událostmi na národních trzích, tak v průběhu globální ekonomické krize byl vývoj na těchto trzích do značné míry synchronizován s vývojem na globálních akciových trzích, a to ve větší míře nežli s vývojem na trzích eurozóny. Důležitým faktorem pro vývoj ostatních středoevropských akciových trhů byl v době krize vývoj na maďarském akciovém trhu, který byl ekonomickou krizí zasažen mnohem více. Vliv maďarského a globálního akciového trhu pak přetrvával i v období pokrizovém, avšak v menší míře. Tato skutečnost je důkazem, že diverzifikace rizika prostřednictvím rozmělnění investic do více národních ekonomik již ztrácí svůj smysl, protože v době ekonomické recese negativní vývoj na jednom trhu silně ovlivňuje vývoj i na ostatních trzích, což může vést až k destabilizaci reálné ekonomiky.

Předložená diplomová práce by mohla být rozšířena například o srovnání s daty o jiné frekvenci (denní, měsíční) či o komparaci středoevropských akciových trhů s asijskými. Případně by mohlo být v rámci regresní či kointegrační analýzy použito více alternativních přístupů nebo bychom se mohli pokusit o odstranění problémů heteroskedasticity, autokorelace či nenormality reziduí a následný odhad nového modelu.

## Seznam použité literatury

### Knižní publikace

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Finanční časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing a.s., 2003. 220 s. ISBN 80-247-0330-0.

BENEŠ, Václav a Petr MUSÍLEK. *Burzy a burzovní obchody*. 1. vyd. Praha: Informatorium, 1991. 240 s. ISBN 80-85427-00-1.

CAMPBELL, Y. John; LO, W. Andrew a A. Craig MACKINLAY. *The Econometrics of Financial Markets*. New York: Princeton University Press, 1997. ISBN 0-691-04301-9.

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.

HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 1999. 304 s. ISBN 80-86119-19-X.

JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada, 2009. 656 s. ISBN 978-80-247-2963-3.

LUKÁČIKOVÁ, Adriana a Martin LUKÁČIK. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: EKONÓM, 2008. 344 s. ISBN 978-80-225-2614-2.

MUSÍLEK, Petr. *Finanční trhy a investiční bankovnictví*. 1. vyd. Praha: ETC Publishing Praha, 1999. 856 s. ISBN 80-86006-78-6.

RACHEV, Svetlozar Todorov a kol. *Financial Econometrics: From Basics to Advanced Modeling Techniques*. Hoboken: Wiley, 2007. ISBN 878-0-471-78450-0.

VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. aktualizované vyd. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2011. 792 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

### Odborná periodika

CHALOUPKA, Jiří. Ekonometrická analýza vzájemných vazeb akciových trhů nových členských zemí EU před a po vypuknutí finanční krize. *Central European Review of Economic Issues Ekonomická revue*. 2012, č. 3, p. 15. ISSN 1212-3951.

### Elektronické dokumenty a ostatní

ADAM, Klaus a kol. *Study to Analyze, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the*

European Union. Salerno, 28. ledna 2002. University of Salerno, Department of Economics and Statistics, Centre for Studies in Economics and Finance. Dostupné z: [http://ec.europa.eu/internal\\_market/economic-reports/docs/020128\\_cap\\_mark\\_int\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/internal_market/economic-reports/docs/020128_cap_mark_int_en.pdf)

ASLANIDIS, Nektarios a Christos S. SAVVA. *Stock market integration between new EU member states and the euro-zone*. Španělsko, 24. srpna 2008. University Rovira Virgili, Department of Economics. Dostupné z: <http://www.csavva.com/CEES.pdf>

BAELE, Lieven a kol. *Measuring financial integration in the euro area* [online]. ECB [duben 2004]. ISSN 1725-6534. Dostupné z: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp14.pdf>

BALTZER, Markus a kol. *Measuring financial integration in the new EU member states* [online]. ECB [březen 2008]. ISSN 1725-6534. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp81.pdf>

Börse Frankfurt. *Báze indexu DAX 30* [online]. 2014 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: <http://www.boerse-frankfurt.de/en/equities/indices/dax+DE0008469008/constituents>

Budapest stock exchange. *Báze indexu BUX* [online]. 2014 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: [http://bse.hu/menun\\_kivuli/dinportl/buxindexbasketen](http://bse.hu/menun_kivuli/dinportl/buxindexbasketen)

Burza cenných papírů Praha. *Báze indexu PX* [online]. 2014 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: <http://www.bcpcz.cz/Statistika/Burzovni-Indexy/>

CAPPIELLO, Lorenzo a kol. *Financial integration of new EU member states* [online]. ECB [listopad 2006]. ISSN 1725-2806. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp683.pdf>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. ČNB: *Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou 2013* [online]. ČNB [2013]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/strategicke\\_dokumenty/download/analyzy\\_sladenosti\\_2013.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2013.pdf)

DICKEY, A. David a Wayne A. FULLER. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* [online]. 1979, roč. 74, č. 336 [cit. 2013-10-09]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/2286348>

ENGLE, F. Robert a C. W. J. GRANGER. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* [online]. 1987, roč. 55, č. 2 [cit. 2013-10-11]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1913236>

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross – spectral Methods. *Econometrica* [online]. 1969, roč. 37, č. 3 [cit. 2013-10-20]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1912791>

CHELLEY-STEELEY, L. Patricia. Modeling equity market integration using smooth transition analysis: A study of Eastern European stock markets. *Journal of international Money and Finance* [online]. 2005, roč. 24, č. 5 [cit. 2013-10-09]. Dostupné z: [http://ejournal.narotama.ac.id/files/\(7\)Modeling%20equity%20market%20integration%20using%20smooth%20transition%20analysis%20A%20study%20of%20Eastern%20Europea.pdf](http://ejournal.narotama.ac.id/files/(7)Modeling%20equity%20market%20integration%20using%20smooth%20transition%20analysis%20A%20study%20of%20Eastern%20Europea.pdf)

kurzycz. *BUX Index – hodnoty kurzu po týdnech* [online]. 2014 [cit. 2014-01-07]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/akcie-svet/index.asp?Obj=7832&Act0=3&Act1=2>

kurzycz. *DAX – hodnoty kurzu po týdnech* [online]. 2014 [cit. 2014-01-07]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/akcie-svet/index.asp?Obj=3&Act0=3&Act1=2>

kurzycz. *Index PX, Burza Praha – historie, vývoj* [online]. 2014 [cit. 2014-01-07]. Dostupné z: <http://akcie-cz.kurzy.cz/burza/index-px/historie/>

kurzycz. *S&P 500 – hodnoty kurzu po týdnech* [online]. 2014 [cit. 2014-01-07]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/akcie-svet/index.asp?Obj=7&Act0=3&Act1=2>

kurzycz. *WIG20 Index – hodnoty kurzu po týdnech* [online]. 2014 [cit. 2014-01-07]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/akcie-svet/index.asp?Obj=7830&Act0=3&Act1=2>

Patria online. *Budapest SE Index* [online]. 2014 [cit. 2014-01-08]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/indexy/.BUX/budapest-se-index/graf.html>

Patria online. *DAX Index* [online]. 2014 [cit. 2014-01-08]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/indexy/.GDAXI/dax-index/graf.html>

Patria online. *PX Index* [online]. 2014 [cit. 2014-01-08]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/indexy/.PX/px-index/graf.html>

Patria online. *S&P 500* [online]. 2014 [cit. 2014-01-08]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/indexy/.GSPC/s-p-500/graf.html>

Patria online. *Warsaw SE WIG-20 Single Market Index* [online]. 2014 [cit. 2014-01-08]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/indexy/.WIG20/warsaw-se-wig-20-single-market-index/graf.html>

PUNGULESCU, Crina. *Measuring Financial Market Integration: An Application for the East-European New Member States*. Barcelona, 2009. Toulouse Business School, Department of Economics, Finance and Law. Dostupné z: [https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=SAEe2013&paper\\_id=242](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SAEe2013&paper_id=242)

S&P Dow Jones indices. *Báze indexu S&P 500* [online]. 2014 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: <http://eu.spindices.com/indices/equity/sp-500>

SCHEICHER, Martin. The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance and Economics* [online]. Leden 2001, roč. 6, č. 1 [cit. 2014-3-28]. Dostupné z: [http://cc10.aubg.bg/faculty/nulku/ECO400%20Advanced%20Time%20Series%20Econometrics/GARCH/Scheicher%20\(2001\).pdf](http://cc10.aubg.bg/faculty/nulku/ECO400%20Advanced%20Time%20Series%20Econometrics/GARCH/Scheicher%20(2001).pdf)

Warsaw stock exchange. *Báze indexu WIG 20* [online]. 2014 [cit. 2014-04-01]. Dostupné z: [http://www.gpw.pl/indeksy\\_gieldowe\\_en?isin=PL9999999425&ph\\_tresc\\_glowna\\_start=show#portfolio](http://www.gpw.pl/indeksy_gieldowe_en?isin=PL9999999425&ph_tresc_glowna_start=show#portfolio)



## Seznam zkratek

ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
AIC	Akaikeho informační kritérium
AMEX	American Stock Exchange
BCPP	Burza cenných papírů Praha
BSE	Budapest Stock Exchange
CDO	credit default obligace
ČNB	Česká národní banka
DJIA	Dow Jones industrial Average
DTCC	Depository Trust & Clearing Corporation
ECB	Evropská centrální banka
EG test	Engle-Grangerův test
EU	Evropská unie
FW	Frankfurter Wertpapierbörse
GFB	Garanční fond burzy
GPWW	Gielda Papierów Wartościowych w Warszawie
HAC	Heteroskedasticity and autocorrelation consistent estimator
HC1	Huber-Whiteovův estimátor
HP filtr	Hodrick-Prescott filtr
JB test	Jarque-Bera test
LB $Q$ -testu	Ljung-Box $Q$ -test
MMTS	Multi Market Trading Systém
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NSCC	National Securities Clearing Corporation
NYSE	New York stock exchange
OLS	metoda nejmenších čtverců
OTC	over-the-counter (obchodování „přes přepážku“)
S&P500	Standard&Poors 500
SPAD	systém pro podporu akcií a dluhopisů
UNIVYC	Univerzální vypořádací centrum
VAR	Vector Autoregressive Model (model vektorové autoregrese)

## Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25. 4. 2014 .....

.....  
  
Ondřej Jílek

## **Seznam příloh**

**Příloha č. 1** Vývoj kurzů akciových indexů

**Příloha č. 2** Složení báze akciových indexů

**Příloha č. 3** Výstupy testů homoskedasticity, autokorelace a normality reziduí u regresní analýzy

**Příloha č. 4** Výstupy testů autokorelace a normality reziduí u *VAR* modelu